



Munich Personal RePEc Archive

# **Marriage Market in the Dominican Republic: Impact of Educational Attainment in the Mating Process and its Relation with the Labor Market**

Espinosa, Hector and Guzman, Ivan

June 2018

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/92112/>

MPRA Paper No. 92112, posted 11 Feb 2019 09:32 UTC

# **Marriage Market in the Dominican Republic: Impact of Educational Attainment in the Mating Process and its Relation with the Labor Market**

Hector Espinosa  
hectoresp@gmail.com

Ivan Guzman  
guzmanay@ualberta.ca

June 2018

## **Abstract**

In this paper we use microdata from population and housing census and the National Labor Force Survey in order to study the behavior of people in the marriage market of the Dominican Republic, with emphasis in the evolution of the patterns of educational assortative matching. We explore the interaction between mating decision-making and participation in the labor market. Among the main results, we identify an increase in the level of educational homogamy in recent decades, particularly in couples who live in condition of cohabitation. In addition, we confirm the existence of division of labor within the household, affecting the participation of women in the labor market. Finally, we find evidence of a positive relation between labor income of people in a marital relationship and the educational attainment of their partners.

**Keywords:** Marriage, Assortative Matching, Education, Labor Market

**JEL Classification:** J10, J12, J13, J16

# **Mercado Matrimonial en República Dominicana: Impacto del Nivel de Educación en el Proceso de Selección de Parejas y su Vinculación con el Mercado Laboral**

Hector Espinosa

Ivan Guzman

## **Resumen**

En la presente investigación se usan microdatos de los censos de población y vivienda y de la Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo para estudiar el comportamiento de las personas en el mercado matrimonial de República Dominicana, con énfasis en la evolución de los patrones de emparejamiento selectivo educativo. Se explora la interacción entre las decisiones conyugales de las personas y su participación en el mercado laboral. Entre los resultados principales, se identifica un aumento en el nivel de la homogamia educativa en décadas recientes, particularmente en las parejas que conviven en unión libre. También se confirma la presencia de especialización productiva en los miembros del hogar, afectando la participación de las mujeres en el mercado laboral. Finalmente, se encuentra evidencia de una relación positiva entre el ingreso laboral de las personas que se encuentran en una relación conyugal y el nivel educativo de sus parejas.

**Palabras Claves:** Matrimonio, Emparejamiento Selectivo, Educación, Mercado Laboral

**Clasificación JEL:** J10, J12, J13, J16

## Indice de Contenido

<b>1</b>	<b>Introducción</b>	<b>4</b>
<b>2</b>	<b>Revisión Bibliográfica</b>	<b>7</b>
<b>3</b>	<b>Evolución Reciente en el Comportamiento de los Agentes en el Mercado Marital Dominicano</b>	<b>9</b>
<b>4</b>	<b>Marco Conceptual</b>	<b>15</b>
4.1	Modelación Matemática	20
<b>5</b>	<b>Descripción de los Datos</b>	<b>23</b>
<b>6</b>	<b>Enfoque Empírico</b>	<b>26</b>
<b>7</b>	<b>Resultados</b>	<b>30</b>
7.1	Factores que Inciden en la Participación en el Mercado Marital y la Elección del Arreglo Conyugal	30
7.2	Dinámica Reciente y Determinantes del Emparejamiento Selectivo Educativo	33
7.3	Interacción Entre el Mercado Marital y el Mercado Laboral	40
<b>8</b>	<b>Conclusiones y Recomendaciones</b>	<b>45</b>
	<b>Referencias Bibliográficas.</b>	<b>48</b>
	<b>Anexos</b>	<b>52</b>

## 1. Introducción

El conocido refrán popular que reza: “al lado de todo gran hombre hay una gran mujer” captura la esencia del fenómeno denominado “emparejamiento selectivo.” Esto es, la tendencia de las personas a formar uniones maritales con individuos con quienes comparten características similares, tales como el nivel de ingreso, formación académica, etnia, raza, religión, entre otras. El interés por el estudio de los determinantes económicos de este fenómeno surge a partir del trabajo de Gary Becker (1973), el cual desarrolla un modelo teórico enfocado en el proceso de formación de los hogares.

De acuerdo a la concepción de Becker, los individuos procederán a contraer matrimonio en aquellos casos en los que perciban que la utilidad esperada de hacerlo resulta superior a la utilidad derivada de permanecer solteros. Para que esto ocurra, el potencial cónyuge debe contar con una serie de atributos que resulten complementarios a los del individuo en cuestión, lo cual llevaría a una situación en la que tanto el hombre como la mujer se concentrarían en aquellos renglones donde presentasen ventajas relativas. Por lo general, esto implicaba la especialización por parte de la mujer en la producción de bienes para el consumo en el hogar, tales como preparación de alimentos, cuidado de la casa, crianza de hijos, y una participación más intensa del hombre en el mercado laboral.

El aumento continuo del nivel educativo de las mujeres ha generado una alteración estructural de la dinámica tanto de los mercados laborales, como de los mercados matrimoniales, al extremo de que las predicciones clásicas han quedado desfasadas. La preferencia por la complementariedad productiva ha dado paso a la complementariedad en consumo; contrario a lo que sucedía en el pasado, el hombre y la mujer contemporáneos entienden deseable la

unión en matrimonio a personas con atributos similares a los propios, bajo el entendido de que esto facilita la producción de bienes domésticos relevantes, tales como la crianza de los hijos, y mejora las posibilidades de consumo en el hogar (Stevenson & Wolfers, 2007).

El propósito central de esta investigación consiste en estudiar como las tendencias mundiales descritas previamente se han reflejado en República Dominicana e impactado en su mercado matrimonial. Concretamente, interesa: 1) evaluar la posible existencia de patrones de emparejamiento selectivo visto desde la dimensión educativa; 2) examinar si las predicciones clásicas de especialización productiva en la configuración de los hogares dominicanos continúan teniendo validez; 3) estudiar la forma en que se vinculan el mercado matrimonial y el mercado laboral. Adicionalmente, exploramos si existe alguna relación entre el ingreso laboral de las personas y el nivel educativo de sus cónyuges. Para estos fines, hacemos uso de los microdatos de los censos de población y vivienda contenidos en el Integrated Public Use Microdata Series del Minnesota Population Center (IPUMS) y los microdatos de la Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo (ENFT), elaborada por el Banco Central de la República Dominicana.

Los resultados de las estimaciones confirman la existencia de patrones de emparejamiento selectivo educativo, que se manifiesta como una relación positiva entre el nivel de escolaridad de las personas y el de sus cónyuges. Esta propensión es mayor en las mujeres casadas, cuyos cónyuges suman 0.57 años de escolaridad por cada año de escolaridad propio, en comparación con 0.50 años en el caso de los hombres casados.

Por otro lado, se verifica el cumplimiento de la hipótesis clásica de especialización productiva para el caso del hogar dominicano contemporáneo. Esto se refleja en una mayor participación en el mercado laboral de los hombres casados con respecto a los solteros y una menor

participación de las mujeres casadas respecto a las solteras. Sin embargo, las evaluaciones realizadas indican que esta diferenciación se ha ido atenuando a lo largo del tiempo.

Llegado a este punto, resulta oportuno señalar que las limitaciones en términos de disponibilidad de datos estadísticos en República Dominicana reduce el alcance de las investigaciones destinadas a estudiar el fenómeno del emparejamiento selectivo en el mercado matrimonial (incluyendo la nuestra). Futuras líneas de investigación podrían, en la medida que estas limitaciones de información vayan siendo superadas, centrar su atención en otras dimensiones, tales como el emparejamiento selectivo racial, étnico (particularmente relevante en países que comparten frontera con otros estados, como es el caso dominicano) e incluso religioso. Una mayor tendencia a la configuración de matrimonios entre personas de diferente origen, estrato económico, creencias y hasta ideologías, tiene el potencial de generar impactos significativos en la reducción de las desigualdades y en el fomento de la inclusión social.

La investigación está estructurada de la manera siguiente: En la próxima sección del artículo hacemos una breve revisión de la literatura relacionada al estudio económico de las tendencias matrimoniales. En la sección 3 se hace una reseña de las tendencias recientes en términos de adquisición de educación de los dominicanos, así como de la dinámica del comportamiento de estos en relación a la entrada en el mercado matrimonial y la creación de hogares, cubriendo los aspectos más relevantes para nuestra investigación. La sección 4 introduce el marco teórico que sirve de soporte a la investigación así como una modelización matemática simplificada de la problemática a estudiar. La sección 5 describe los datos que se utilizan en el estudio, mientras que en la sección 6 se detalla el enfoque empírico a utilizar. A continuación, se presentan los resultados del estudio y el análisis de los mismos. Finalmente, el artículo

cierra con las conclusiones y las recomendaciones en términos de políticas públicas que se desprenden de la investigación.

## **2. Revisión Bibliográfica**

En décadas recientes el fenómeno del emparejamiento selectivo desde la perspectiva educativa ha sido objeto de un cúmulo importante de estudios empíricos. Mare (1991), desarrolla una investigación sobre la presencia de homogamia educativa en parejas norteamericanas a lo largo del período 1930-1980. Si bien identifica patrones de emparejamiento selectivo educativo en los diferentes niveles, encuentra que la propensión a unirse en matrimonio a personas de igual o mayor nivel de formación es más marcada en personas con educación universitaria. Más recientemente, Schwartz & Mare (2003) utilizan datos longitudinales para estudiar los determinantes del comportamiento de la homogamia educativa en Estados Unidos, identificando una tendencia hacia la misma entre las personas que se casan a una edad próxima a la edad en que han terminado sus estudios, reduciéndose la probabilidad de homogamia a partir de los 30 años.

Resulta previsible pensar que esta tendencia de las personas a “unirse con sus iguales” tiene el potencial de generar impactos en términos de desigualdad de ingreso a nivel de los hogares, si bien no existe un consenso respecto de la existencia de una relación entre ambas dimensiones. Eika *et al.* (2017) evalúan el fenómeno de la homogamia educativa en EEUU y Noruega durante el período comprendido entre 1980-2013. Determinan que los cambios en los patrones de emparejamiento selectivo a lo largo del tiempo no alteran de manera significativa la trayectoria de la desigualdad de ingreso entre los hogares. Este último hallazgo contradice lo encontrado Este último hallazgo contradice lo encontrado por



una cantidad importante de estudios empíricos relacionados al tema, los cuales concluyen que niveles crecientes de emparejamiento selectivo educativo están asociados a mayores niveles de desigualdad (Cancian & Reed (1998); Schwartz & Mare (2005); Greenwood *et al.* (2014)).

Una dimensión que resulta interesante, en tanto refleja los niveles de apertura e inclusión propios de una sociedad, son los vinculados a la endogamia o emparejamiento selectivo en función al origen étnico de los individuos. Dentro de esta corriente se destaca el análisis llevado a cabo por Celikaksoy *et al.* (2009), que desarrolla modelos Probit en procura de identificar patrones de emparejamiento selectivo entre la población inmigrante residente en Suecia, así como estudiar la vinculación entre emparejamiento selectivo étnico y homogamia educativa. Entre otros hallazgos, encuentra que los ampliamente documentados patrones de emparejamiento selectivo educativo se replican también en el caso de la población migrante. Por otro lado, la probabilidad de emparejamiento selectivo basado en origen étnico resulta considerablemente más elevada en inmigrantes de primera generación comparados con los de segunda generación, tanto en el caso de hombres como de mujeres.

En la región latinoamericana, el estudio de este fenómeno también ha concitado el interés de investigadores sociales. Funes Leal (2015) estudia el impacto del emparejamiento selectivo en 1) la oferta laboral femenina y 2) la desigualdad en distribución del ingreso a nivel de los hogares en Argentina. Con datos procedentes de la Encuesta Permanente de Hogares correspondientes al período comprendido entre 1992 y 2012, y aplicando los métodos de descomposición de Cancian & Reed (1999), Bredemeier & Juessen (2013) y Greenwood *et al.* (2014), encuentra que la contribución del emparejamiento selectivo a la hora de explicar las variaciones en el Coeficiente de Gini y en el total de horas de trabajo ofrecidas por las mujeres

en el mercado es baja y notablemente inferior al de otros factores como la reducción en los niveles de fecundidad y la decreciente brecha salarial con respecto a los hombres. Ganguli *et al.* (2014) utilizan microdatos de los censos de varios países latinoamericanos para analizar el efecto del nivel educativo en la participación en el mercado marital durante el período 1980-2000, así como los patrones de emparejamiento educativo.

En República Dominicana no existe una tradición de estudio de los determinantes y los efectos económicos de la participación de las personas en el mercado marital. No obstante, las investigaciones más rigurosas que se han realizado sobre el comportamiento del mercado laboral dominicano, aunque no se enfocan en este aspecto en particular, permiten inferir ciertos patrones en relación a la interacción de este con las decisiones conyugales de las personas.

Sobre este particular resaltamos los trabajos de Ramírez (2013) y Michel & Reyes Martínez (2014), los cuales estudian distintas vertientes del mercado laboral en República Dominicana. Ambos estudios presentan evidencia que apunta a la existencia de relación entre el género de la persona, su estado civil y la estructura del hogar y variables tales como la oferta laboral, la productividad de la persona y la persistencia del desempleo.

### **3. Evolución Reciente en el Comportamiento de los Agentes en el Mercado Marital Dominicano**

El peso específico del matrimonio como mecanismo de emparejamiento en República Dominicana ha venido disminuyendo de manera consistente a partir de la década de 1960. Las estadísticas son elocuentes: mientras que en el 1960 cerca del 40% de las mujeres entre 21 y 45 años ostentaba el estatus de casada, para el año 2016 dicha proporción se había reducido

a 14.4%. En el caso de los hombres, durante el período considerado la proporción reportada como “casado” pasó del 30% al 10.3%. Por otro lado, el total de personas de estado civil “separado” pasó de niveles inferiores al 5% en 1960 a valores en torno a 20%, tanto para hombres como para mujeres, en 2016 <sup>1</sup>. Queda, pues, la interrogante ¿qué factores están detrás de esta tendencia?

Una de las causas probables lo es el creciente empoderamiento económico y social de las mujeres. En efecto, las tasas de matriculación y promoción femeninas han venido creciendo de manera sostenida, al punto que en los países desarrollados actualmente cerca del 60% de los títulos universitarios expedidos son otorgados a mujeres OECD (2017). En el caso dominicano, la brecha educativa de género (medida como la diferencia en el promedio de años de escolaridad de hombres y mujeres) se ha revertido; mientras en 1960 los hombres con edad entre 21 y 45 años tenían un nivel de escolaridad promedio de 2.75 años, 0.46 años superior al de las mujeres en ese rango de edad; en el año 2010 la diferencia era de 1.34 años a favor de las mujeres. Más significativo aún es que esta brecha se manifiesta en una mayor proporción de mujeres que hombres con educación universitaria (ver Anexo 1).

**Tabla 1**

<b>Evolución Años de Escolaridad República Dominicana (1960-2010)</b>				
<b>Año</b>	<b>Hombres (Pob. General)</b>	<b>Mujeres (Pob. General)</b>	<b>Hombres Entre 21 y 45 Años</b>	<b>Mujeres Entre 21 y 45 Años</b>
1960	1.60	1.51	2.75	2.30
1970	3.03	2.94	4.14	3.60
1981	3.63	3.73	5.05	4.82
2002	5.59	6.01	7.91	8.64
2010	6.33	6.99	8.39	9.73

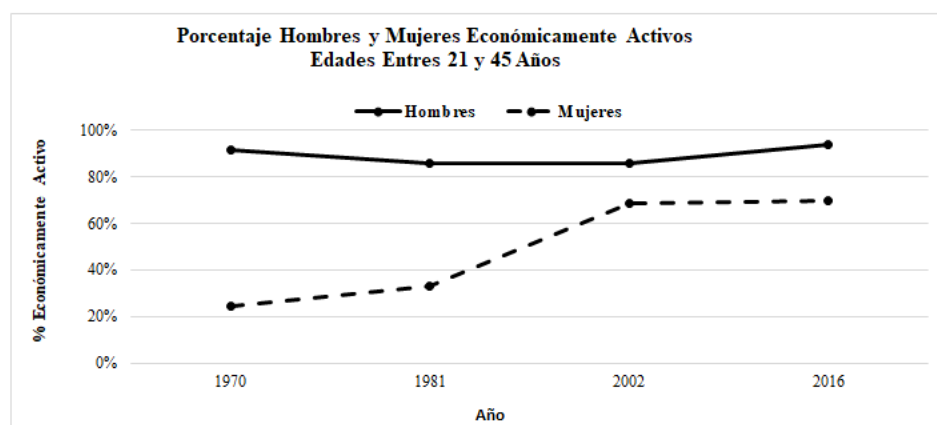
Fuente: Elaboración propia con datos de las muestras de los Censos de Población y Vivienda de IPUMS.

Este cambio en el rol de la mujer en la sociedad también se ha reflejado en el mercado laboral.

<sup>1</sup>Cálculos propios utilizando datos de los censos de población y vivienda y de la Encuesta Nacional de Hogares de Propósitos Múltiples (ENHOGAR).

Mientras que en el año 1970 la brecha entre el porcentaje de hombres y mujeres con edades entre 21 y 45 años que participaban en la fuerza laboral era de 67.1 puntos porcentuales (91.3% para los hombres ocupados comparado con 24.2% para las mujeres); ya en el año 2016 en este rango de edad la brecha se había reducido a 24.1 puntos porcentuales, con 69.6% de mujeres participando en la fuerza laboral, comparado con un 93.7% de hombres <sup>2</sup>.

**Gráfico 1**



Fuente: Elaboración propia con datos de las muestras del IPUMS de los Censos de Población y Vivienda de IPUMS y de la ENFT Octubre 2016.

Este aumento en el nivel educativo de la mujer y su mayor empoderamiento social incide de distintas maneras en el mercado marital. Por ejemplo, puede retrasar el inicio de estas en la vida conyugal, así como hacer más viable la ruptura de emparejamientos no beneficiosos.

En efecto, en décadas recientes se ha verificado un cambio importante en el número de mujeres que se han separado de su pareja a edad temprana. En el año 1960 solo un 0.9% de las mujeres entre 21 y 25 años de edad registraban su estado civil como separadas; en el 2010 este porcentaje era de 17%, mientras que en el 2016 era de 20.7% <sup>3</sup>.

En lo que respecta a la incidencia del aumento de escolaridad de las mujeres en el retraso

<sup>2</sup>Cálculos propios utilizando datos de los censos de población y vivienda y de la Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo (ENFT).

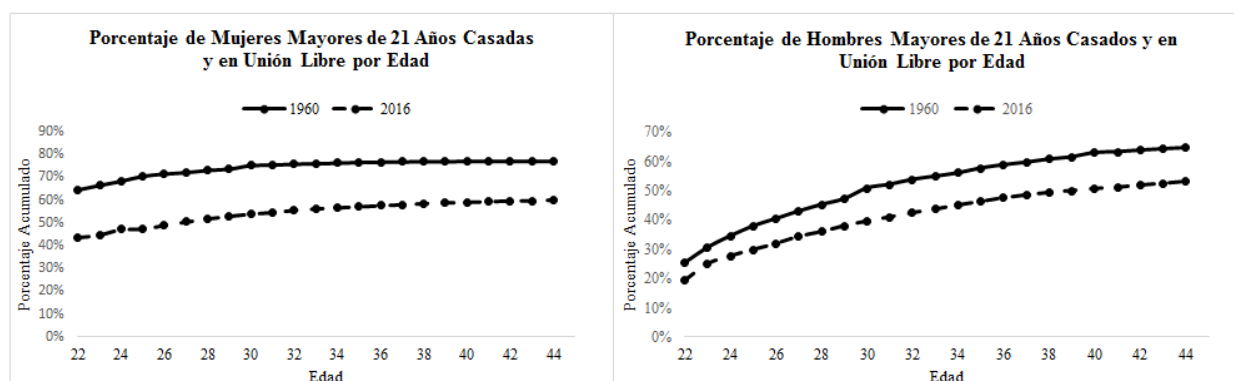
<sup>3</sup>Cálculos propios utilizando datos de los censos de población y vivienda y de la Encuesta Nacional de Hogares de Propósitos Múltiples (ENHOGAR).

del inicio de la vida conyugal de estas, la evidencia en el caso dominicano no resulta particularmente contundente. En el año 1960 el 29.9% de las mujeres entre 21 y 25 años estaban solteras, en el año 2010 este porcentaje solo había aumentado a 31.4%, en tanto que en el 2016 este porcentaje era de 31.7%.

Por otro lado, cuando se consideran en conjunto a las parejas solteras y separadas, se observa que estas han incrementado su importancia relativa, conjuntamente con el aumento en el nivel de escolaridad de las mujeres. Esto ha conllevado una reducción en el número de mujeres casadas o en condición de cohabitación, para todas las edades, pero especialmente para las más tempranas.

En efecto, en 1960 el 71% de las mujeres con edades comprendidas entre los 21 y 25 años estaban casadas o convivían en unión libre con sus parejas; en el año 2016 este porcentaje se había reducido a un 47% (el porcentaje de mujeres casadas se redujo de 25% a 6% y el de unidas se redujo de 46% a 41%). Como se puede observar en el gráfico 2, tendencias similares se verifican en los hombres.

**Gráfico 2**



Fuente: Elaboración propia con datos de las muestras del IPUMS de los Censos de Población y Vivienda de IPUMS y de ENHOGAR 2016.

Cuando se considera a las personas con edades entre 21 y 45 años, se observa un aumento en la participación relativa de la unión libre (o cohabitación) como mecanismo de convivencia

conyugal, tanto para hombres como para mujeres. Desde el 1960 a la fecha se ha pasado de una situación en la cual el número de parejas unidas en matrimonio era similar a las que se encontraban en unión libre, a una en la cual estas últimas más que triplican a las primeras.

**Tabla 2**

**Evolución Participación Porcentual Estados Civiles Personas Entre 21 y 45 Años  
1960-2016**

Año	Hombres				Mujeres			
	Soltero	Casado	Unión Libre	Separado/Div.	Soltero	Casado	Unión Libre	Separado/Div.
1960	34.6%	29.6%	35.0%	0.5%	19.6%	36.9%	40.3%	2.0%
1981	34.5%	23.8%	38.3%	3.1%	18.5%	29.5%	40.1%	10.2%
2002	31.2%	21.7%	41.3%	5.3%	19.0%	25.8%	42.1%	11.7%
2010	26.9%	14.0%	43.9%	14.8%	12.7%	18.1%	46.2%	21.7%
2016	27.6%	10.3%	42.7%	19.0%	12.8%	14.4%	45.6%	25.9%

Fuente: Elaboración propia con datos de las muestras del IPUMS de los Censos de Población y Vivienda de IPUMS y de ENHOGAR 2016.

Al examinar las características de los miembros de los hogares, también se notan cambios en el tipo de emparejamiento educativo entre cónyuges. En el año 2010, los hombres de cualquier nivel educativo tenían mayor probabilidad de estar emparejados con una mujer con estudios universitarios que en el año 1981.

**Tabla 3**

**Estructura del Nivel de Emparejamiento por Nivel Educativo de los Hombres  
Casados y en Unión Libre**

Nivel Educativo Alcanzado Pareja	1981				2010			
	< Básico	Básico	Secund.	Universit.	< Básico	Básico	Secund.	Universit.
< Básico	54.1%	44.0%	1.8%	0.2%	38.9%	39.2%	17.1%	4.8%
Básico	19.2%	70.4%	9.0%	1.4%	7.9%	49.1%	32.5%	10.5%
Secundario	4.8%	46.2%	40.8%	8.2%	3.0%	23.5%	50.2%	23.4%
Universitario	1.1%	21.0%	39.1%	38.9%	1.3%	6.3%	25.1%	67.2%

Fuente: Elaboración propia con datos de las muestras de los Censos de Población y Vivienda de IPUMS.

Tanto en los hombres como en las mujeres, se observa un aumento entre el 1981 y el 2010 en la propensión en las personas de nivel educativo más elevado (secundario y universitario) a emparejarse con personas de su mismo nivel educativo –las mujeres con educación universitaria marcaron una ligera excepción a esta tendencia, dado que en 1981 un 49.4% de estas estaban emparejadas con hombres de su mismo nivel educativo, porcentaje que se mantuvo constante en el 2010–. Asimismo, se aprecia una reducción en la proporción de

personas emparejadas con individuos de menor nivel educativo. Esta tendencia se verifica tanto para hombres como para mujeres con nivel educacional básico o inferior.

**Tabla 4**

**Estructura del Nivel de Emparejamiento por Nivel Educativo de las Mujeres  
Casadas y en Unión Libre**

<b>Nivel Educativo</b>	<b>1981</b>				<b>2010</b>			
<b>Alcanzado Pareja</b>	<b>&lt; Básico</b>	<b>Básico</b>	<b>Secund.</b>	<b>Universit.</b>	<b>&lt; Básico</b>	<b>Básico</b>	<b>Secund.</b>	<b>Universit.</b>
<b>&lt; Básico</b>	49.5%	48.5%	1.8%	0.2%	47.8%	38.2%	11.2%	2.8%
<b>Básico</b>	17.6%	73.5%	7.4%	1.6%	13.2%	60.4%	22.8%	3.7%
<b>Secundario</b>	3.6%	44.8%	35.6%	16.1%	5.2%	36.4%	45.1%	13.3%
<b>Universitario</b>	1.5%	24.3%	24.8%	49.4%	2.2%	17.3%	31.1%	49.4%

Fuente: Elaboración propia con datos de las muestras de los Censos de Población y Vivienda de IPUMS.

El panorama presentado plantea una transformación en las características del hogar dominicano y del tipo de emparejamiento que da lugar a la conformación del mismo. Los principales elementos que definen esta transición son los siguientes:

1. Reversión de la brecha educacional, pasando las mujeres a tener un nivel de escolaridad superior al de los hombres.
2. Una reducción en el número de parejas casadas y unidas, principalmente en edad temprana, situación más acentuada en el caso de las mujeres.
3. Aumento acelerado de la participación de las mujeres en la fuerza laboral. Este incremento, no obstante, ha sido insuficiente para eliminar completamente la brecha entre la tasa de participación de hombres y mujeres en la fuerza laboral.
4. Incremento en el nivel de homogamia educativa, particularmente entre las personas con mayor nivel de educación.

La teoría económica del matrimonio presenta un marco de análisis coherente que permite explicar las tendencias mencionadas como consecuencia de decisiones económicas de las

personas en un entorno social que ha experimentado cambios tecnológicos, institucionales y culturales. En la siguiente sección sintetizamos algunas herramientas conceptuales que sirven de fundamento a esta teoría, lo cual nos dotará de un mapa de ruta analítico para el estudio de las tendencias identificadas previamente.

#### 4. Marco Conceptual

La mayoría de los desarrollos teóricos y empíricos más sofisticados que han surgido en décadas recientes de una forma u otra heredan algunos elementos del marco conceptual y metodológico de la teoría clásica de Becker sobre el matrimonio. En estos estudios, en términos sencillos, el mercado matrimonial está compuesto por un número  $N$  de hombres y  $M$  de mujeres. Cada hombre y cada mujer es clasificado en base a una serie de atributos  $k \in K$ . Aquí  $k$  puede ser un atributo simple, como el nivel educativo o el ingreso laboral, o bien puede ser una cesta de atributos (agrupando varias características tales como educación, ingreso, raza, edad, etc.), mientras que  $K$  es el conjunto de valores posibles para estos atributos.

Se dice que en un mercado matrimonial existe emparejamiento selectivo (*assortative mating*) (Garrison *et al.*, 1968) si las parejas que surgen en el equilibrio del mercado muestran una correlación entre los atributos de los cónyuges (Rose, 2001). Por ejemplo si el atributo relevante es el nivel educativo, existe emparejamiento selectivo si los hombres con mayor nivel educativo se casan con las mujeres con mayor nivel educativo; en este caso se dice que existe homogamia o emparejamiento selectivo positivo (*positive assortative matching*). En el caso en que existe una correlación negativa entre el lugar que ocupa un individuo en el ordenamiento de las personas de su mismo género con respecto al atributo relevante, y el lugar que ocupa su cónyuge, decimos que se produce heterogamia o emparejamiento selectivo



negativo (*negative assortative matching*).

Tanto los hombres como las mujeres tienen una función de utilidad que depende de su nivel de consumo  $c$  y de los atributos del cónyuge (en caso de estar casados). Cada persona, al momento de decidir entre casarse o permanecer soltero, evalúa el nivel de utilidad que devengaría en cada estado, considerando las características del cónyuge y su valor en el mercado laboral.

En este punto, se hace necesario distinguir entre varios supuestos en relación al mecanismo de distribución de la utilidad total que produce el matrimonio entre sus integrantes. En la literatura generalmente se distingue entre dos esquemas (Browning *et al.*, 2014): Utilidad Transferible y Utilidad Intransferible.

En el caso de Utilidad Transferible, se asume que la utilidad total generada por el matrimonio puede ser distribuida entre los integrantes del mismo; en este escenario la variable relevante para determinar el equilibrio es la utilidad total del hogar. Esto así debido a que, a través de la negociación entre los cónyuges, un hombre (o una mujer) puede ser convencido de dejar un matrimonio que produce un nivel de utilidad  $U_0$  para formar uno que produzca un nivel de utilidad  $U_1$ , siempre que  $U_1 > U_0$ .

En el escenario de Utilidad No Transferible, la variable relevante es la utilidad que directamente recibe cada cónyuge después del matrimonio, en comparación con su utilidad permaneciendo soltero, entrando esta variable directamente en la definición de la condición de equilibrio del mercado matrimonial. En lo sucesivo nos concentramos en el mercado matrimonial en el marco del supuesto de Utilidad Transferible.

El hogar genera un aporte de utilidad a las personas en la forma de bienes públicos –en el sentido clásico definido por Samuelson (1954)– producidos en el interior del hogar. La producción de estos bienes públicos requiere del tiempo de los miembros del hogar y de bienes de mercado.

En adición a los bienes públicos, el hogar produce otros bienes que se asume no pueden ser producidos por personas solteras. Sin lugar a dudas, el ejemplo más ilustrativo de este punto es la concepción y crianza de hijos (en algunos trabajos de investigación se aborda la crianza de niños como parte de los bienes públicos producidos por el hogar).

Cada cónyuge contribuye a la utilidad conjunta del hogar, ya sea a través de su capacidad de generar ingreso, o a través de su capacidad de aportar a la producción del hogar. Es decir, cada miembro del hogar puede aportar a la utilidad conjunta desde el mercado laboral o desde la producción doméstica. Dependiendo de las características de los participantes, el equilibrio del mercado matrimonial tenderá hacia el emparejamiento selectivo, sea este positivo o negativo.

Becker estimaba que el arreglo eficiente de las complementariedades entre las capacidades productivas de los hombres y las mujeres, conllevaría a que el equilibrio del mercado matrimonial tendiera hacia el emparejamiento selectivo negativo en relación a la capacidad de generación de ingreso laboral de la persona. Según esta línea de pensamiento, los hombres con mayor productividad en el mercado laboral, se casarían con aquellas mujeres que poseyesen un mayor nivel de especialización y productividad en la economía doméstica, lo cual podría estar relacionado de manera negativa con el nivel educativo <sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup>La especialización en producción doméstica demanda tiempo que deja de invertirse en adquirir

La situación prevista por Becker pudo haberse ajustado a la realidad vigente en el mercado matrimonial en países como Estados Unidos en las décadas de 1960 y 1970. Sin embargo, la dinámica social ha generado cambios en las características de la estructura de la familia y en las expectativas que tienen las personas respecto a los roles que deben jugar los miembros del hogar.

Stevenson & Wolfers (2007) citan varios elementos que han influido en el cambio de los roles de los miembros del hogar, afectando el tipo de factores a considerar al momento de elegir un cónyuge. Específicamente esto se refleja en un cambio de complementariedades productivas a complementariedades en consumo. Entre estos elementos se destacan:

1. El desarrollo de la industria de servicios y el surgimiento de nuevas tecnologías han desplazado bienes de producción doméstica por bienes y servicios adquiridos en el mercado. Un ejemplo de esto lo vemos en la industria alimenticia, con el desarrollo de alimentos industrializados más fáciles de preparar y la mayor propensión a comer fuera del hogar.
2. El aumento del nivel educativo de las mujeres ha incrementado el valor del tiempo de estas en el mercado laboral, haciendo más costoso que dediquen el mismo a la producción en el hogar.
3. El cambio tecnológico también ha hecho que las aptitudes para la producción doméstica sean menos relevantes para el bienestar del hogar. Estas tecnologías no solo ahorran tiempo, sino que requieren menos nivel de especialización para su uso.

---

educación aplicable en el mercado laboral, por lo que las aptitudes en estos renglones tienden a exhibir complementariedad negativa.

Los factores enumerados influyen en el aumento en el énfasis en las complementariedades en el consumo al momento de formar un hogar. Este tipo de complementariedad tiende a traducirse en homogamia educativa, debido a la relación entre el nivel de consumo y la capacidad de generación de ingreso. Además, niveles educativos similares pueden indicar gustos y preferencias afines, lo cual incide en ganancias de eficiencia al momento de definir el consumo del hogar. Esto es particularmente relevante en la crianza de los hijos.

Otro elemento que ha afectado el paradigma de especialización productiva como criterio para el emparejamiento es la mayor prevalencia de los divorcios, ya sea por cambios legales o por aumento en la aceptación social de los mismos. Esto ha hecho que sea más riesgoso para las mujeres especializarse en actividades domésticas, toda vez que ante la contingencia de un divorcio la reincorporación al mercado laboral resultaría más difícil (Stevenson & Wolfers, 2007).

Todo lo anterior hace que el análisis de los beneficios económicos que se derivan del matrimonio sea más complejo y enriquecedor. Entre las ganancias que se obtienen a través del matrimonio Browning *et al.* (2014) mencionan:

- Capacidad de producir bienes públicos (o de aprovechar economías de escala), en cuestiones como gastos de alquiler, pago de servicios y la crianza de los hijos.
- Ganancias de eficiencia a través de especialización en la producción.
- Mitigación de Imperfecciones en el Mercado Financiero. Los cónyuges pueden actuar como mecanismo de financiamiento alternativo en situaciones en las que imperfecciones en el mercado financiero impiden el acceso al crédito formal. El ejemplo clásico es el

de la persona que financia los estudios universitarios de su pareja, aumentando el flujo de ingreso futuro del hogar.

- Distribución de Riesgos. Este es uno de los elementos que quizá ha influido en la tendencia creciente al emparejamiento selectivo (Stevenson & Wolfers, 2007). La mayor inestabilidad en el mercado laboral aumenta la importancia de la diversificación de las fuentes de ingreso con que cuenta el hogar.

#### 4.1. Modelación Matemática

A fin de obtener un poco de perspectiva acerca del problema que enfrenta la persona al momento de decidir entrar o no al mercado matrimonial y, eventualmente casarse, a continuación presentamos un modelo relativamente sencillo, el cual permite parametrizar gran parte del desarrollo conceptual precedente. Esta presentación es tomada de Browning *et al.* (2014) y Chiappori *et al.* (2009), con algunas modificaciones que incorporamos a fines de reflejar mejor la estructura de la composición de los hogares en la República Dominicana (ver Anexo 2).

El análisis considera dos períodos sin incertidumbre: en un primer período la persona decide adquirir educación o entrar al mercado laboral. En el segundo período la persona está en el mercado laboral y decide casarse o no. Las variables asociadas a los hombres llevarán subíndice  $i$  y las asociadas a las mujeres, subíndice  $j$ . Si un hombre adquiere educación recibe un ingreso salarial nulo en el período 1, mientras que en el período 2 es  $I_i^E$ . En caso de no adquirir educación y entrar al mercado laboral en el período 1, su ingreso en cada período es  $I_i^U$ . Asumimos que  $I_i^E > I_i^U$ . De manera análoga quedan definidos los términos  $I_j^U$  y  $I_j^E$ .

Si un hombre  $i$  se casa con una mujer  $j$ , estos derivan una utilidad material producto del consumo de bienes públicos y privados dentro del matrimonio que se denota por  $\gamma_{ij}$ . La utilidad material recibida por un hombre soltero y una mujer soltera las denotamos  $\gamma_{i0}$  y  $\gamma_{0j}$ , respectivamente.

En adición a la utilidad material derivada del matrimonio, las mujeres (respectivamente los hombres) reciben una satisfacción de tipo emocional denotada  $\theta_j$  ( $\theta_i$ ). Por simplicidad, se asume que  $\theta$  solo depende de que la persona se case (y no del tipo de persona con la que se case) y se distribuye sobre la población según una distribución de probabilidad  $F$  y una función de densidad de probabilidad  $f$ , la cual es simétrica.

Los niveles educativos de los hombres y las mujeres son complementarios en la función de producción del hogar. Analíticamente, esto quiere decir que si los hombres son medidos en base a un atributo único  $x$  y las mujeres en base a un atributo  $y$ , la función de utilidad conjunta del hogar en caso de que se produjera un matrimonio,  $\Psi(x, y)$ , cumpliría la siguiente condición:  $\frac{\partial^2 \Psi}{\partial x \partial y} > 0$  (en el caso discreto esto simplemente implica  $\Psi(x_2, y_2) - \Psi(x_1, y_2) > \Psi(x_2, y_1) - \Psi(x_1, y_1)$ ), siempre que  $x_2 > x_1$ ,  $y_2 > y_1$ .

Un mercado de matrimonio estable es aquel que resuelve el siguiente problema:

$$\begin{aligned} & \underset{a_{ij}}{\text{maximizar}} \sum_{i=0}^N \sum_{j=0}^M a_{ij} (\gamma_{ij} + \theta_i + \theta_j) \\ & \text{sujeto a } a_{ij} \geq 0 \text{ y} \end{aligned} \tag{1}$$

$$\sum_{i=0}^N a_{ij} = 1, \quad j = 1, 2, \dots, M \quad \text{y} \quad \sum_{j=0}^M a_{ij} = 1, \quad i = 1, 2, \dots, N \tag{2}$$

Notemos que  $a_{i0} = 1 - \sum_{j=1}^M a_{ij}$  y  $a_{0j} = 1 - \sum_{i=1}^N a_{ij}$ , por lo tanto

$$\begin{aligned}
\sum_{i=0}^N \sum_{j=0}^M a_{ij}(\gamma_{ij} + \theta_i + \theta_j) &= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M a_{ij}(\gamma_{ij} + \theta_i + \theta_j) + \sum_{j=1}^M a_{0j}\gamma_{0j} + \sum_{i=1}^N a_{i0}\gamma_{i0} \\
&= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M a_{ij}(\gamma_{ij} + \theta_i + \theta_j) + \sum_{j=1}^M (1 - \sum_{i=1}^N a_{ij})\gamma_{0j} + \sum_{i=1}^N (1 - \sum_{j=1}^M a_{ij})\gamma_{i0} \\
&= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M a_{ij}(\gamma_{ij} + \theta_i + \theta_j - \gamma_{0j} - \gamma_{i0}) + \sum_{j=1}^M \gamma_{0j} + \sum_{i=1}^N \gamma_{i0} \quad (3)
\end{aligned}$$

En consecuencia, el problema (1) es equivalente a encontrar el conjunto de emparejamientos que maximice la suma de la utilidad recibida por las personas si permanecieran solteras más el excedente material y la satisfacción emocional que se producirían a raíz de los matrimonios efectuados. Este excedente material es medido como la diferencia entre la utilidad generada por el matrimonio  $\gamma_{ij}$  y la suma de las utilidades en estado de soltería del hombre y la mujer que componen el mismo:  $\gamma_{i0} + \gamma_{0j}$ . En lo subsiguiente definimos la variable:

$$z_{ij} := \gamma_{ij} - \gamma_{0j} - \gamma_{i0} \quad (4)$$

A continuación se presenta el dual del problema precedente, el cual permite extraer informaciones interesantes sobre la estructura del mismo:

$$\underset{b_{ij}}{\text{minimizar}} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M b a_{ij}(u_i + v_j) \quad (5)$$

sujeto a  $u_i, v_j \geq 0$  y

$$z_{ij} + \theta_i + \theta_j \leq u_i + v_j, \quad i = 0, 1, 2, \dots, N, \quad j = 0, 1, 2, \dots, M \quad (6)$$

Aquí  $u_i, v_j$  son los precios sombra del hombre  $i$  y la mujer  $j$ , respectivamente, es decir, el valor que el mercado marital les asigna a los mismos. Un hombre  $i$  no aceptaría entrar en un matrimonio en el cual reciba una utilidad inferior a  $u_i$ , situación análoga ocurriría con

una mujer  $j$ . De la restricción del problema dual se desprende que una persona estaría en un matrimonio estable si la diferencia entre la utilidad total generada por el matrimonio (material y no material) y el precio sombra de su pareja es mayor que el precio sombra propio.

En este escenario, se puede demostrar que la proporción de personas que se educan depende del retorno económico de la educación y de la diferencia del valor en el mercado matrimonial de la persona educada con respecto a la persona no educada (la prima de la educación en el mercado matrimonial). Asimismo, el porcentaje que se educa y se casa depende de los factores antes citados y del beneficio no material proporcionado por el matrimonio. El que una persona se case dependerá del valor en el mercado matrimonial de las personas educadas y no educadas, así como de la prima de la educación en el mercado laboral (para más detalle ver Anexo 2).

Por otro lado, las ventajas productivas que se obtienen a través de la formación del hogar dependerán de las características del hogar en el que vive la persona soltera. Por ejemplo, es posible que si esta no vive en un hogar unipersonal las complementariedades y economías de escala que se producen en su hogar de soltero superen las que se producirían a través del matrimonio (Anexo 2).

## **5. Descripción de los Datos**

En esta investigación se utilizan dos fuentes principales de datos: los microdatos censales del Integrated Public Use Microdata Series del Minnesota Population Center de la Universidad de Minnesota (IPUMS) y los microdatos de la Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo (ENFT), realizada por el Banco Central de la República Dominicana, correspondiente a



octubre 2016.

Los datos censales del IPUMS los utilizamos para el estudio de las tendencias de largo plazo en el mercado matrimonial dominicano. En el caso de la República Dominicana, el IPUMS contiene muestras a nivel de individuo de los censos de población y vivienda de los años 1960, 1970, 1981, 2002 y 2010.

Para los censos de 1960 y 1970, los microdatos del IPUMS no están estructurados a nivel de hogar, por lo que para dichos años no es posible asociar las características de una persona a las de los demás miembros del hogar. Los datos de los censos de 1981, 2002 y 2010 están jerarquizados por hogar<sup>5</sup>.

En la tabla 5 se presentan algunas características de las muestras del IPUMS de los censos dominicanos:

<b>Tabla 5</b>			
<b>Características de las Muestras del IPUMS de los Censos de Población y Vivienda de República Dominicana</b>			
<b>Censo</b>	<b>Cant. Hogares en la Muestra</b>	<b>Cant. Personas en la Muestra</b>	<b>% Población Censada</b>
1960	n.a.	201,556	6.6%
1970	n.a.	272,090	6.8%
1981	103,904	475,829	8.5%
2002	247,375	857,606	10.0%
2010	309,624	943,784	10.0%

Fuente: [https://international.ipums.org/international-action/sample\\_details/country/do](https://international.ipums.org/international-action/sample_details/country/do)

La información contenida en estas muestras de los censos incluye características de las viviendas, demográficas (natalidad, estado marital, estructura familiar), educacionales (nivel de escolaridad, años de educación), ocupacionales (participación en el mercado laboral, categoría ocupacional), entre otras. En nuestra investigación nos enfocamos en las personas

<sup>5</sup>Una de las principales ventajas de los datos del IPUMS es que las variables están homologadas con los datos censales de otros países, lo cual facilita la comparación entre estos.

con edades entre 21 y 45 años, por ser un rango que, en términos generales, cubre el período comprendido entre el inicio de la vida laboral y el cierre del ciclo reproductivo de las personas. Esta muestra consta de 844,783 observaciones (419,076 hombres y 425,707 mujeres).

En relación al estatus marital, los datos de 1970 no distinguen entre las personas casadas y las personas en situación de concubinato o unión libre. En las demás muestras censales sí se tiene esa distinción.

Para evaluar la interacción entre el mercado matrimonial y el mercado laboral, utilizamos los microdatos correspondientes a la Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo de Octubre 2016, la cual cuenta con una muestra de 26,326 personas distribuidas en 8,007 hogares. Esta encuesta era realizada semestralmente por el Banco Central de la República Dominicana con datos levantados en los meses de abril y octubre de cada año<sup>6</sup>. El objetivo de la misma era generar estadísticas que permitiesen conocer las características de la fuerza laboral dominicana.

Para los análisis de las características de los emparejamientos, tomamos aquellas parejas en los microdatos de la ENFT en las cuales uno de los miembros era jefe del hogar y estaban disponibles las informaciones para todas las variables consideradas. La muestra final utilizada consiste de 5,998 observaciones (3,021 hombres y 2,977 mujeres). En el Anexo 3 se presentan algunas estadísticas descriptivas de las principales variables utilizadas en esta investigación.

En este punto, corresponde hacer una observación sobre el tratamiento de las uniones consensuales o uniones libres<sup>7</sup>. Algunos investigadores abordan estas uniones como un paso previo al matrimonio. Sin embargo, tendencias recientes apuntan a que las uniones libres se

---

<sup>6</sup>A partir del año 2017 fue sustituida por la Encuesta Nacional Continua de Fuerza de Trabajo.

<sup>7</sup>Estas no son más que uniones conyugales en las cuales una pareja conforma un hogar sin estar legalmente casada (Ingoldsby & Smith, Segunda Edición. 2006).

están convirtiendo en un status definitivo, con una mayor proporción de las parejas en esta condición reportando que no tienen planes de casarse en el futuro<sup>8</sup>.

En el caso de América Latina, las uniones consensuales históricamente han tenido una prevalencia relativamente alta, existiendo de manera paralela a los matrimonios<sup>9</sup>. Además, existe evidencia de que en estos países las características y los patrones de comportamiento de las parejas que conviven en condición de cohabitación tienden a diferir de las casadas (Castro-Martín *et al.*, 2015).

En consecuencia, en los distintos análisis realizados tratamos de diferenciar las parejas casadas de aquellas en condición de unión libre. En los casos en los que esto no es posible, por un tema de disponibilidad de datos o porque la submuestra de personas casadas no es lo suficientemente extensa, tratamos las parejas casadas y unidas de manera indistinta.

## 6. Enfoque Empírico

En la realización de esta investigación aplicamos distintas técnicas de estimación, dependiendo del tópico en estudio y considerando las características de la data disponible. En primer lugar, implementamos modelos Logit multinomiales para evaluar la incidencia de varios factores socioeconómicos y demográficos en la probabilidad de que la persona establezca algún tipo de relación conyugal (matrimonio o unión libre).

Se recuerda que el modelo Logit multinomial es un modelo de regresión para variables cualitativas en el cual la variable dependiente  $Y^*$  puede tomar más de dos valores. La probabilidad de que  $Y^*$  tome un valor  $k$  entre un conjunto de  $p$  valores distintos, condicionada

---

<sup>8</sup>Brown *et al.* (2017).

<sup>9</sup>República Dominicana ocupa un lugar prominente como uno de los países latinoamericanos con mayor prevalencia de las uniones libres (Castro-Martín *et al.*, 2015).

al vector de variables estocásticas  $\{X\}_j$ , viene dada por (Cameron & Trivedi, 2005):

$$Pr(Y_i^* = k | \{X_{j,i}\}) = f\left(\sum_{j=1}^n \beta_{j,k} X_{j,i}\right) \quad (7)$$

Donde  $f(\sum_{j=1}^n \beta_{j,k} X_{j,i}) = e^{\sum_{j=1}^n \beta_{j,k} X_{j,i}} / \sum_{m=1}^p e^{\sum_{j=1}^n \beta_{j,m} X_{j,i}}$ . Para cada valor  $k$  en el rango de  $Y^*$ , se debe estimar un conjunto  $\{\beta_k\}_j$  de parámetros distintos.

Este tipo de modelo es de amplia utilización en problemas como el que vamos a abordar. Uno de sus principales atractivos es que el término de error adopta una distribución de probabilidad de valores extremos. Es decir, si asumimos que para cada valor  $k$  en el rango de  $Y_i^*$ , existe una variable subyacente  $Y_{i,k}$  no observable, tal que  $Y_{i,k} = \sum_{j=1}^n \beta_{j,k} X_{j,i} + \varepsilon_{k,i}$ , y donde  $\varepsilon_{k,i}$  sigue una distribución de valor extremo para  $k = 1, 2, \dots, p$  y tal que  $\varepsilon_r, \varepsilon_q$  son estadísticamente independientes para  $q \neq r$ . En este caso, se tiene que:

$$Pr(Y_i = k | \{X_{j,i}\}) = Pr\left(\sum_{j=1}^n (\beta_{j,k} - \beta_{j,n}) X_{j,i} > \varepsilon_{n,i} - \varepsilon_{k,i}, \forall n \neq k\right) \quad (8)$$

Donde  $\varepsilon_{n,i} - \varepsilon_{k,i}$  es una variable aleatoria con distribución logística, al ser la diferencia entre dos variables aleatorias que siguen distribución de valor extremo (Greene, 2005).

Por otro lado, probaremos la hipótesis de existencia de complementariedad en los niveles educativos de hombres y mujeres, con respecto a la función de utilidad del hogar. Esto es equivalente al cumplimiento de la condición  $\Psi(x_2, y_2) - \Psi(x_1, y_2) \geq \Psi(x_2, y_1) - \Psi(x_1, y_1)$ , siempre que  $x_2 > x_1, y_2 > y_1$ , siendo  $\Psi$  la función de utilidad del hogar y  $x_i, y_j$  los niveles educativos del hombre y la mujer, respectivamente.

En este caso, debido a que la teoría sugiere la posibilidad de existencia de sesgo de selección, utilizaremos modelos Probit con corrección de Heckman para el tratamiento de problemas de

autoselección. Esta técnica se utiliza cuando se está estimando un modelo en el cual se tiene una variable dependiente binaria y una variable dependiente de resultado cuyos términos de error están correlacionados. Concretamente, el vector estocástico  $\{Y^*\}_k$  es una función del vector estocástico  $\{X\}_j$ , dada por:

$$Y_{1,i}^* = \sum_{j=1}^n \beta_{1,j} X_{j,i} + \varepsilon_{1,i} \quad (9)$$

$$Y_{2,i}^* = \sum_{j=1}^n \beta_{2,j} X_{j,i} + \varepsilon_{2,i} \quad (10)$$

Donde  $\{\varepsilon_1, \varepsilon_2\} \sim \mathcal{N}(\mu, \Sigma)$ , siendo  $\mu$  un vector con las componentes  $\mu_1, \mu_2 = 0$ , mientras que  $\Sigma$  es la matriz de varianza-covarianza, siendo las varianzas  $\Sigma_{1,1} = 1$ ,  $\Sigma_{2,2} = \sigma^2$ , en tanto que la covarianza entre  $\varepsilon_1$  y  $\varepsilon_2$  es  $\Sigma_{1,2} = \Sigma_{2,1} = \rho$ .

Aquí  $Y_{1,i}^*$  no es observada, en su lugar la variable observada es  $Y_{1,i}$  que toma valor de 1 cuando  $Y_{1,i}^* > 0$  y de 0 cuando  $Y_{1,i}^* \leq 0$ . Por otro lado  $Y_{2,i}^*$  solo es observada si  $Y_{1,i}^* > 0$ . Esto introduce la posibilidad de que la estimación de  $\beta_2$  sea inconsistente, en caso de que exista correlación entre  $\varepsilon_1$  y  $\varepsilon_2$ . Con el objeto de remediar esta situación, empleamos el estimador en dos etapas de Heckman (Amemiya, 1985). En la primera etapa se estima el modelo para la variable que determina la participación, en nuestro caso  $Y_1$ , utilizando luego los resultados de esta estimación para evaluar el modelo de la variable observada en la muestra restringida ( $Y_2$  en nuestro caso).

Si se denota por  $X := X_1 \cup X_2$  (donde  $X_1$  y  $X_2$  son los vectores de variables explicativas en las ecuaciones de selección y de resultados, respectivamente), entonces se puede demostrar

(Cameron & Trivedi, 2005) que para el modelo en cuestión se tiene:

$$E[Y_2|X, Y_1 > 0] = X_2'\beta_2 + \sigma_{12}\lambda(X_1'\beta_1),$$

donde  $\lambda(z) = \frac{\phi(z)}{\Phi(z)}$  es la inversa del ratio de Mills.

Esta técnica también es aplicada para estimar una función de oferta laboral en las líneas de (Ramírez, 2013), enfocándonos principalmente en el efecto del estado civil sobre la oferta laboral de las personas, así como el impacto de otros factores, tales como la tenencia de hijos menores. Estos análisis nos permitirán hacer inferencias en torno a si la división de funciones en el hogar responde a la teoría clásica de emparejamiento y si esta ha variado en el tiempo.

También evaluamos cómo se ha comportado el nivel de emparejamiento educativo entre las parejas en décadas recientes, distinguiendo entre las características del emparejamiento en los casos de matrimonios y en los casos de uniones libres. Asimismo, examinamos cómo interaccionan distintos factores socioeconómicos y demográficos con el tipo de emparejamiento que las personas eligen.

Las variables utilizadas en las estimaciones son de distintos tipos:

- Escolaridad: años de educación y variables ficticias (*dummies*) para cada nivel educativo;
- Demográficas: edad, cantidad de hijos menores, zona de residencia;
- Económicas: horas laboradas en la semana, ingreso laboral, ingreso no laboral, transferencias recibidas, variables ficticias para sector económico en el cual se labora, nivel de ocupación y de participación en la fuerza laboral.

## **7. Resultados**

### **7.1. Factores que Inciden en la Participación en el Mercado Marital y la Elección del Arreglo Conyugal**

Para evaluar cómo evolucionó la incidencia del nivel de educación en la probabilidad de estar soltero durante el período 1960-2010 estimamos un modelo Logit que utiliza como variables explicativas el nivel de escolaridad, la edad, variables ficticias para cada año, así como términos de interacción entre las mismas. Los resultados arrojan que el nivel de escolaridad se relaciona negativamente con la probabilidad de entrada en el mercado matrimonial.

Cada año de educación adicional en 1960 aumentaba la probabilidad de una mujer estar soltera en 0.9%; para el año 2010 este efecto marginal experimentó un aumento adicional de 0.8% con respecto al año 1960. En el caso de los hombres, en el 1960 el nivel de escolaridad tenía un efecto no significativo en la probabilidad de estar solteros; en el año 2010, cada año adicional de educación en la población masculina producía un aumento de 0.3% en la probabilidad de estar soltero (ver Anexo 4).

En síntesis, la incidencia de la acumulación de educación en el retraso de la entrada en la vida conyugal es mayor en las mujeres que en los hombres. Para la población del censo del 2010, el efecto de un año adicional de educación en la probabilidad de estar soltero es 5.7 veces mayor para las mujeres que para los hombres.

### **Características de los Emparejamientos en Personas Casadas y Unidas**

Con la finalidad explorar cómo ha ido evolucionando dinámicamente la relación entre el tipo de arreglo conyugal que las personas deciden adoptar y su nivel educativo, utilizamos los

microdatos del IPUMS de los censos de población de 1981, 2002 y 2010 para estimar el siguiente modelo Logit multinomial

$$Pr(Est.Civil_i = j) = f\left(\beta_1 Edad_i + \beta_2 Edad_i^2 + \beta_3 Educ_i + \sum_{t=2002}^{2010} \gamma_t D\_Año_{t,i} + \sum_{t=2002}^{2010} \delta_t D\_Año_{t,i} \times Educ_i + \varepsilon_i\right) \quad (11)$$

Donde hemos agrupado a las personas solteras, separadas, divorciadas en una misma categoría.

Es decir,  $Est.Civil = (soltero, unión libre, casado)$ .  $Educ$  se refiere al número de años de escolaridad de la persona, en tanto que  $D\_Año_t$  son variables ficticias para cada año censal.

Este modelo tiene un objetivo eminentemente descriptivo, sin embargo, el mismo permite identificar algunas tendencias interesantes. Por ejemplo, al examinar cómo han cambiado las características de las personas que se encuentran en algún tipo de relación conyugal, un rasgo que sobresale inmediatamente es que tanto para hombres como para mujeres el nivel de escolaridad está relacionado positivamente con la probabilidad de estar casado (cada año adicional de escolaridad aumenta la probabilidad de estar casado en 2.3% en los hombres y 3.0% en las mujeres). Más aún, el efecto marginal de la educación sobre la probabilidad de estar casado ha aumentado en décadas recientes (una vez se toma en cuenta la tendencia secular decreciente en el porcentaje de personas casadas).

En contraste, la probabilidad de que una persona se encuentre en condición de cohabitación tiene una relación negativa con el nivel de escolaridad, tanto para hombres como para mujeres. No obstante, cuando se evalúa como esta relación ha variado en el tiempo, se aprecia una reversión en esta tendencia. Por ejemplo, en el año 2010 el efecto negativo de un año adicional de educación sobre la probabilidad de una mujer estar en una relación de



cohabitación se había reducido casi a la mitad de lo que era en 1960 (pasando el efecto marginal sobre la probabilidad de estar en unión libre de -5.1% a -2.7%). En el caso de los hombres, esta tendencia ha sido aún más agresiva, llegando al punto en el cual el efecto negativo de la educación en la probabilidad de estar en cohabitación ha sido neutralizado casi completamente (ver detalles en Anexo 5-A).

Este resultado, visto en conjunto con el anterior, sugiere que el nivel de escolaridad retrasa la entrada de las personas en el mercado matrimonial de manera marginal. Sin embargo, este efecto puede descomponerse en un impacto positivo en la probabilidad de contraer matrimonio y uno negativo en la probabilidad de convivir en unión libre, siendo el segundo superior al primero en términos agregados. Es decir, mientras más educación acumula una persona, mayor es la probabilidad de que retrase su entrada en la vida conyugal; y mayor es la probabilidad de que, una vez decida entrar en la vida conyugal, lo haga de manera formal a través del matrimonio.

A fin de examinar con mayor profundidad cómo las características socioeconómicas de la persona afectan el tipo de arreglo conyugal que estas eligen, utilizamos los datos de la Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo, para estimar el siguiente modelo Logit multinomial

$$Pr(Estado\ Civil_i = j) = f\left(\beta_1 Edad_i + \beta_2 Edad_i^2 + \sum_{k=1}^4 \gamma_k Educacion_{k,i} + \sum_{m=1}^M \gamma_m Z_{m,i} + \varepsilon_i\right) \quad (12)$$

Nuevamente hemos agrupado a las personas solteras, separadas y divorciadas en una misma categoría.  $\{Educacion\}_k$  es un vector de variables ficticias para cada nivel educativo (*básico*, *secundario*, *vocacional*, *universitario*)<sup>10</sup>, mientras que  $\{Z\}_m$  es un vector de variables

---

<sup>10</sup>La ENFT aborda la educación por nivel alcanzado, por lo que en las regresiones en las que usemos sus microdatos, el nivel educativo entra a través de variables ficticias.

demográficas y económicas (zona de residencia, número de miembros en el hogar, nivel de ingresos, etc.).

En esta regresión se confirma el resultado previo según el cual la probabilidad de estar casado se relaciona positivamente con el nivel de educación, mientras que la probabilidad de estar en cohabitación se relaciona negativamente con esta. Por ejemplo, el poseer educación universitaria aumenta la probabilidad de estar casado en 20.1% en los hombres y en 20.9% en las mujeres (Anexo 5-B).

Un hallazgo relevante (y muy en línea con los postulados clásicos de Becker) es la confirmación para el caso dominicano de la existencia de una relación directa entre el nivel de ingreso de los hombres y su probabilidad de estar casados o en situación de cohabitación. En el caso de las mujeres se presenta una correlación negativa entre el ingreso y la probabilidad de convivir en cohabitación, no existiendo una relación estadísticamente significativa con la probabilidad de estar casadas.

Otro aspecto a resaltar es el relativo a la incidencia de la zona geográfica donde habita el individuo en el estado civil que este ostenta. La influencia aparenta ser más marcada en el caso de las mujeres, para las cuales la residencia en zona rural está asociada a un aumento de 5.5% en la probabilidad de encontrarse en unión libre y a un aumento de 1.1% en la probabilidad de estar casadas, comparado con sus congéneres en zonas urbanas.

## **7.2. Dinámica Reciente y Determinantes del Emparejamiento Selectivo Educativo**

### **Evolución del Emparejamiento Selectivo Educativo**

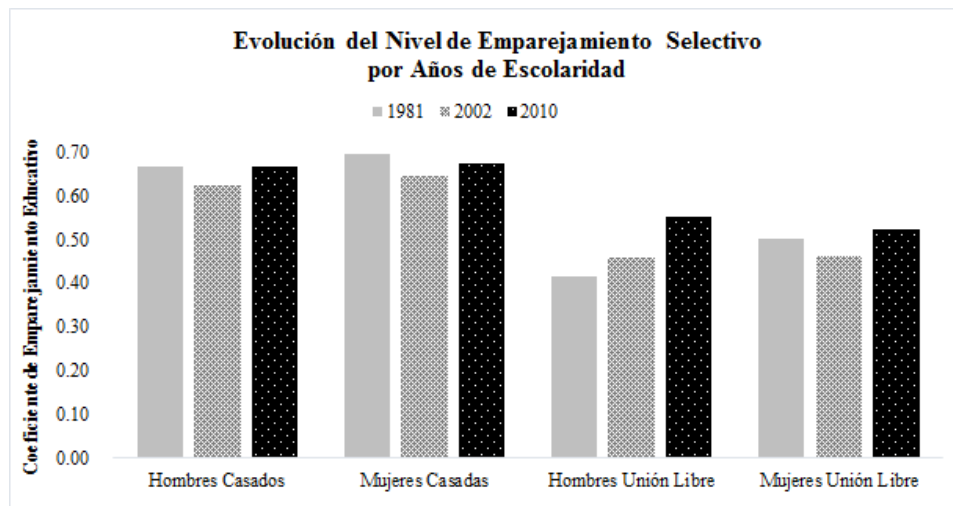
Con el objeto de determinar cómo se ha comportado el nivel de homogamia educativa,

siguiendo a Greenwood *et al.* (2014) estimamos la siguiente ecuación regresión utilizando los microdatos censales de IPUMS correspondientes a los años 1981, 2002, y 2010:

$$Educ.C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Educ_{i,t} + \sum_{t=2002}^{2010} \gamma_t D\_Año_{i,t} + \sum_{t=2002}^{2010} \delta_t D\_Año_{i,t} \times Educ_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

Aquí el nivel de educación del cónyuge en el año  $t$ ,  $Educ.C_{i,t}$ , es función del nivel de educación de la persona  $i$  en el año  $t$  ( $Educ_{i,t}$ ) y de variables ficticias para los años censales 2002 y 2010 ( $D\_Año_t$ ). La tendencia en el emparejamiento viene expresada por los coeficientes de  $D\_2002 \times Educ_{i,t}$  y  $D\_2010 \times Educ_{i,t}$ . El coeficiente  $\beta_1$  captura en cuánto se incrementa la educación del cónyuge por cada año adicional de educación de la persona  $i$ , tomando como base el censo del año 1981. A este aumento marginal en la educación del cónyuge por cada año de educación de la persona, la denominaremos *Coeficiente de Emparejamiento Educativo*. El *Coeficiente de Emparejamiento Educativo* en el año  $t$  viene dado por  $\beta_1 + \delta_t$ . En el gráfico 3 se muestra como varió este coeficiente tanto para hombres como para mujeres, durante el período 1980-2010.

**Gráfico 3**



Según estas estimaciones, existe un nivel de emparejamiento positivo en términos educativos.

Un elemento interesante es que la homogamia educativa es más intensa en el caso de las

parejas casadas que en las que están en condición de cohabitación. Por cada año adicional de educación de la mujer, su compañero tiene 0.67 años de educación adicionales si está casada y 0.53 si está unida; los coeficientes de los hombres siguen un patrón similar a este (0.67 vs. 0.55).

En cuanto a la dinámica que ha seguido la selectividad del emparejamiento, se aprecia que entre el 1981 y el 2002 la misma se redujo en las parejas casadas. En el caso de los hombres el coeficiente de selectividad se eleva para el 2010 a niveles similares a los del 1981, mientras que en el caso de las mujeres se eleva ligeramente en el 2010, pero sin alcanzar los valores del 1981.

**Tabla 6**

**REGRESION TENDENCIA EN NIVEL DE EMPAREJAMIENTO EDUCATIVO EN REPUBLICA DOMINICANA**  
Población Entre 21 y 45 Años Muestra del IPUMS para Censos Población y Vivienda 1981, 2002 y 2010

Variable	Personas Casadas						Personas en Unión Libre					
	Variable Dependiente: Años de Educación de la Pareja						Variable Dependiente: Años de Educación de la Pareja					
	Hombres			Mujeres			Hombres			Mujeres		
	Coeficiente	Valor t	Valor p	Coeficiente	Valor t	Valor p	Coeficiente	Valor t	Valor p	Coeficiente	Valor t	Valor p
Años Educación	0.667	45.12	0.000	0.698	126.8	0.000	0.417	66.54	0.00	0.501	73.31	0.000
Dummy 2002	1.834	39.38	0.000	1.377	28.69	0.000	1.751	47.98	0.00	1.365	37.81	0.000
Dummy 2010	2.178	43.94	0.000	1.045	20.14	0.000	2.018	56.85	0.00	1.062	29.94	0.000
Dummy 2002 × Años	-0.041	-6.74	0.00	-0.053	-8.44	0.00	0.041	5.86	0.00	-0.040	-5.29	0.000
Dummy 2010 × Años	0.0004	0.07	0.95	-0.023	-3.57	0.00	0.136	20.18	0.00	0.024	3.36	0.001
Constante	1.59	45.12	0.000	1.50	41.88	0.000	1.533	53.24	0.00	1.826	64.72	0.000
<b>N Obs</b>	134,793			134,663			218,187			217,648		
<b>R<sup>2</sup></b>	0.495			0.480			0.334			0.305		
<b>Estadístico F</b>	26409.9 (5, 134786 g d l),prob 0.00			24887.5 (5, 134657 g d l),prob 0.00			21875.1 (5, 218181 g d l),prob 0.00			19118.5 (5, 217642 g d l), prob 0.00		

En lo que respecta a las parejas que se encuentran en condición de cohabitación, se verifica un aumento importante del coeficiente de emparejamiento entre 1981 y el 2010, pasando de 0.42 a 0.55 en el caso de los hombres y de 0.50 a 0.53 para las mujeres. Esto sugiere la posibilidad de un acercamiento en las características socioeconómicas de las personas que optan por el matrimonio y las de aquellas que lo hacen por la unión libre.

Una medida alternativa de homogamia educativa viene dada por la relación entre la probabilidad observada de existencia de emparejamiento entre personas del mismo nivel

educativo y la probabilidad de existencia de emparejamiento entre personas del mismo nivel si los emparejamientos se hicieran aleatoriamente. De acuerdo a este criterio, formalmente el *Coeficiente de Homogamia Educativa* viene dado por la expresión (Eika *et al.*, 2017):

$$Coef.Homogamia = \frac{\sum_{j=1}^N Pr(EducEsposa = j, EducEsposo = j)}{\sum_{j=1}^N Pr(EducEsposa = j)Pr(EducEsposo = j)}. \quad (14)$$

En (14), el subíndice  $j$  se refiere a cada uno de los niveles educativos en que agrupamos a la población (inferior a básico, básico, secundario y universitario). El valor de este coeficiente (agrupando tanto a las parejas casadas como a las unidas) en 1981 era de 1.68, es decir, que se observaron emparejamientos homogámicos un 68% más de lo que habría ocurrido si la asignación de parejas se realizara aleatoriamente. En el 2010 este coeficiente se había elevado a 1.77, para un aumento de 5.8%, confirmando la tendencia al aumento en la homogamia educativa.

**Tabla 7**  
**Coeficiente de Homogamia Parejas en la Cual Mujer Tiene Edad Entre 21 y 45 Años**  
**1981 vs. 2010**

Tipo de Emparejamiento Homogámico	Probabilidad Observada		Probabilidad Aleatoria		Coef. Homogamia	
	1981	2010	1981	2010	1981	2010
< Básico	13.7%	4.7%	5.6%	0.9%	2.46	5.19
Básico	43.9%	21.3%	30.3%	12.7%	1.45	1.68
Secundario	3.6%	14.2%	1.3%	11.6%	2.69	1.23
Universitario	1.4%	11.7%	0.2%	4.1%	9.02	2.84
<b>Total</b>	<b>62.6%</b>	<b>51.9%</b>	<b>37.3%</b>	<b>29.2%</b>	<b>1.68</b>	<b>1.77</b>

Fuente: Elaboración propia con datos de las muestras de los Censos de Población y Vivienda de IPUMS.

### Factores Asociados con el Emparejamiento Selectivo Educativo

A continuación, utilizamos los microdatos de la muestra del IPUMS para el Censo de Población y Vivienda del año 2010 para evaluar en más detalle el nivel de homogamia educativa en las relaciones conyugales. Para estos fines, estimamos un modelo de regresión en el cual la variable dependiente son los años de escolaridad del cónyuge, la cual es modelada

como una función de varias características demográficas de la persona, incluyendo sus años de educación. La ecuación estimada fue la siguiente:

$$Educ.Cónyuge_i = \beta_0 + \beta_1 Educ_i + \beta_2 Edad_i + \beta_3 Edad_i^2 + \sum_{m=1}^M \gamma_m Z_{m,i} + \varepsilon_i \quad (15)$$

Aquí nuevamente  $Z_m$  es un vector de variables con características demográficas de la persona.

Para estimar este modelo aplicamos el método de dos etapas de Heckman de manera separada tanto a las parejas casadas como a las parejas en unión libre. Las tablas 8 y 9 presentan los principales resultados de estas regresiones.

**Tabla 8**

**ESTIMACION COEFICIENTE DE EMPAREJAMIENTO POBLACION CASADA**  
Población Entre 21 y 45 Años Muestra del IPUMS para Censo Población y Vivienda 2010

Variable	Ecuación de Selección (Variable Dummy Casado <sup>1</sup> )		Ecuación de Resultado (Var. Dep: Años Educación Pareja)		Ecuación Regresión Lineal (Var. Dep: Años Educación Pareja)	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre Casado	Mujer Casada
Edad	0.397 (15.69)***	0.306 (35.79)***	1.696 (15.13)***	0.802 (5.42)***	0.542 (9.11)***	-0.052 (-1.01)
Edad <sup>2</sup>	-0.005 (-11.14)***	-0.004 (-29.37)***	-0.021 (-14.87)***	-0.010 (-5.42)***	-0.007 (-8.77)***	0.0004 (0.50)
Años Educación	0.082 (63.29)***	0.057 (47.81)***	0.701 (42.42)***	0.718 (31.22)***	0.496 (75.09)***	0.570 (84.36)***
Dummy Zona de Residencia	-0.089 (-3.25)	0.227 (7.95)***	-1.633 (-9.05)***	0.203 (0.95)	-1.289 (-7.62)***	-0.398 (-2.18)**
Dummy Vive Casa Propia	-0.531 (-45.49)***	-0.144 (-13.88)***	-1.291 (-11.85)***	-0.570 (-7.26)***	0.010 (0.17)	-0.203 (-3.58)***
Cantidad Miembros Hogar	0.105 (39.19)***	0.050 (19.01)***			-0.318 (-15.61)***	-0.133 (-6.82)***
Dummy Zona de Residencia × Años Educ.	0.009 (3.14)***	-0.012 (-4.48)***	0.069 (40.01)***	-0.131 (-8.06)***	0.036 (2.29)**	-0.101 (-7.05)***
Edad-Edad Cónyuge			0.004 (0.87)	0.026 (6.35)***	0.003 (0.65)	0.026 (6.32)***
Dummy Zona de Residencia × (Edad-Edad Cónyuge)			0.043 (4.09)***	0.009 (0.91)	0.041 (3.84)***	0.009 (0.89)
Inversa del Ratio de Mills			3.606 (13.17)***	3.636 (6.53)***		
N Obs	84,539	78,264	rho: 0.756	rho: 0.717	18,375	23,211
Obs. Seleccionadas	18,375	23,211				
Obs. Truncadas	66,164	55,053				
R2 Ecuación de Resultado	0.323	0.329			0.325	0.3294
Test LR Ec. Selección Chi2 (6 g d l)	21458.7 (valor p 0.00) 8771.52 (valor p 0.00)				Estadístico. F: 982 (9, 18365 g d l)	Estadístico. F: 1266 (9, 23201 g d l)

Notas:

<sup>1</sup> Variable toma valor 1 si la persona si la persona está casada y 0 en caso contrario.

Valores t de los errores estándar entre paréntesis. (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotan coeficiente es estadísticamente significativo a nivel de 10%, 5%, y 1%, respectivamente.

Un primer elemento que sobresale, es que existe evidencia estadística de presencia de sesgo de selección, para ambos sexos, tanto para personas en unión libre, como para personas casadas.

El coeficiente de la inversa del ratio de Mills es de 3.64 para las mujeres casadas y 3.24 para

las que se encuentran en unión libre (para los hombres es 3.61 y 2.71, respectivamente).

El coeficiente de emparejamiento educativo –calculado aplicando la corrección por sesgo de selección de Heckman– de las mujeres casadas es 0.57 (esto quiere decir, 0.57 años de educación en la pareja por cada año adicional de educación propio), comparado con 0.46 para las mujeres en unión libre. Para los hombres observamos un coeficiente de emparejamiento educativo de 0.49 en aquellos que están casados y de 0.47 para los que se encuentran en unión libre <sup>11</sup>.

**Tabla 9**

**ESTIMACION COEFICIENTE DE EMPAREJAMIENTO POBLACION EN UNION LIBRE**

Población Entre 21 y 45 Años Muestra del IPUMS para Censo Población y Vivienda 2010

Variable	Ecuación de Selección (Var. Dep: Dummy Unión Libre <sup>1</sup> )		Ecuación de Resultado (Var. Dep: Años Educación Pareja)		Ecuación Regresión Lineal (Var. Dep: Años Educación Pareja)	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre Unido	Mujer Unida
Edad	0.270 (43.00)***	0.188 (29.82)***	0.779 (17.93)***	0.372 (6.50)***	0.297 (10.51)***	0.014 (0.517)***
Edad <sup>2</sup>	-0.003 (-34.87)***	-0.003 (-28.38)***	-0.011 (-18.50)***	-0.006 (-7.11)***	-0.005 (-11.80)***	-0.001 (-1.89)*
Años Educación	-0.015 (-16.64)***	-0.057 (-62.84)***	0.444 (93.08)***	0.349 (22.99)***	0.468 (111.70)***	0.459 (113.40)***
Dummy Zona de Residencia	-0.053 (-3.64)***	0.251 (14.36)***	-1.128 (-16.16)***	-0.571 (-6.37)***	-1.050 (-16.02)***	-0.932 (-13.29)***
Dummy Vive Casa Propia	-0.685 (-87.88)***	-0.323 (-40.85)***	-1.017 (-14.13)***	-0.950 (-11.74)***	0.098 (2.90)***	-0.336 (-10.02)***
Cantidad Miembros Hogar	0.100 (54.30)***	0.040 (19.75)***			-0.169 (-17.08)***	-0.084 (-8.42)***
Dummy Zona de Residencia × Años Educ.	0.032 (17.93)***	0.007 (4.03)***	0.071 (7.84)***	0.005 (0.57)	0.020 (2.55)**	-0.022 (-2.98)**
Edad-Edad Cónyuge			0.038 (14.58)***	0.024 (10.47)***	0.038 (14.54)***	0.024 (10.29)***
Dummy Zona de Residencia × (Edad-Edad Cónyuge)			0.010 (2.21)**	0.010 (2.38)**	0.011 (2.33)**	0.011 (2.56)**
Inversa del Ratio de Mills			2.707 (15.87)***	3.240 (7.80)***		
N Obs	128,102	118,693	rho: 0.612	rho: 0.6955	61,938	6,640
Obs. Seleccionadas	61,938	63,640				
Obs. Truncadas	66,164	55,053				
R2 Ecuación de Resultado	0.268	0.280			0.269	0.2795
Test LR Ec. Selección Chi2 (6 g d l)	18611.1 (valor p 0.00)		10657.4 (valor p 0.00)		Estadístico. F: 2526 (9, 61928 g d l)	Estadístico. F: 2742 (9, 63630 g d l)

Notas:

<sup>1</sup> Variable toma valor 1 si la persona si la persona convive en unión libre y 0 en caso contrario.

Valores t de los errores estándar entre paréntesis. (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotan que el coeficiente es estadísticamente significativo a nivel de 10%, 5%, y 1%.

En comparación con el resultado de la estimación del modelo de regresión (13), el coeficiente de emparejamiento educativo se reduce al incluir otros factores socioeconómicos en el modelo

<sup>11</sup>Estos coeficientes resultaron ser bastante parecidos a los obtenidos estimando el modelo aplicando mínimos cuadrados ordinarios.

estimado. Esto se debe principalmente a la presencia de controles que aíslan el efecto de otras variables. Por ejemplo, la inclusión de una variable para la zona de residencia controla la incidencia en el nivel educativo de la pareja que tiene el aumento en la población urbana verificado en las últimas cinco décadas (recordemos que la población urbana tiende a ser más educada que la rural).

A continuación resumimos algunos resultados que sobresalen de la estimación de este modelo:

- Las personas casadas tienen una mayor intensidad en el emparejamiento educativo positivo que las personas en unión libre.
- Las mujeres tienden a tener una mayor intensidad en el nivel de emparejamiento selectivo educativo que los hombres. Esto se verifica fundamentalmente para las mujeres casadas, que precisamente son las más educadas. Se puede conjeturar que la razón de esta diferencia es que el costo de oportunidad para las mujeres de la entrada en una relación conyugal incrementa con el nivel educativo. Esto en términos de menor participación en el mercado laboral. Por lo tanto, estas requerirían un mayor nivel educativo en sus parejas, en comparación con los hombres, a fin de compensar el mayor costo de oportunidad al evaluar la utilidad potencial del hogar como unidad productiva.
- La zona en la que la persona reside también incide en el tipo de emparejamiento. Esto es particularmente agudo en el caso de los hombres, cuyas parejas pierden más de un año de escolaridad cuando residen en zona rural.

La diferencia entre el retorno esperado, medido en términos de años de educación del cónyuge,



de las personas que se emparejan a través de matrimonios y de las que lo hacen a través de unión libre, nos plantea la interrogante de si las personas seleccionan el mercado marital en función de las ganancias esperadas, dadas sus características individuales. Para examinar esta posibilidad, estimamos un modelo de Roy para las personas que se encontraban en relación conyugal en el censo del año 2010. El resultado nos permite inferir que no parece haber indicios de que las personas elijan emigrar de un mercado marital a otro en función del retorno esperado en términos de años de educación de sus cónyuges (ver Anexo 6).

### 7.3. Interacción Entre el Mercado Marital y el Mercado Laboral

#### Relación Entre la Participación en los Mercados Marital y Laboral

Una de las predicciones más populares del modelo de Becker, que en su momento fue refrendada empíricamente en múltiples ocasiones –ver Blau & Khan (2005)–, es que uno de los beneficios del matrimonio es la división del trabajo a lo interno del hogar. De acuerdo a este resultado, el esposo se especializaría en producción para el mercado y la esposa en producción doméstica. Como ya mencionamos, este tipo de predicción ha ido quedando obsoleta en la medida en que las mujeres han ido aumentando su nivel de escolaridad. A fin de verificar si esta hipótesis se cumple en el caso dominicano, en primer lugar examinamos cómo el estado conyugal de las personas se relaciona con la participación de estas en el mercado laboral. Para esto utilizamos la ENFT para estimar el siguiente modelo Logit:

$$Pr(Y_i = 1) = f\left(\beta_1 Edad_i + \beta_2 Edad_i^2 + \sum_{j=1}^2 \lambda_j EstCivil_{j,i} + \sum_{k=1}^4 \alpha_k Educacion_{k,i} + \sum_{m=1}^M \gamma_m Z_{m,i} + \varepsilon_i\right) \quad (16)$$

Este modelo es estimado para la variable ficticia  $Y$  tomando valor 1 cuando la persona participa en la fuerza laboral y 0 en caso contrario; similarmente, para la variable ficticia  $Y$

tomando valor 1 cuando la persona está ocupada y 0 en caso contrario.  $EstCivil_j$  son sendas variables ficticias para las personas casadas y en unión libre. El resto de las variables tienen el mismo significado indicado previamente.

Los resultados de esta estimación se presentan en la Tabla 10. Se observa que los coeficientes obtenidos en relación a los niveles de educación son los esperados, tanto para hombres como para mujeres. Por otro lado, el estar casado o en unión libre aumenta la probabilidad de que los hombres estén ocupados en un 5.8% y en un 8.8%, respectivamente. En cambio, para las mujeres el participar en una relación conyugal reduce la probabilidad de estar ocupadas en 8.6% y 11.4%, respectivamente.

**Tabla 10**

**RESULTADOS MODELO LOGIT SOBRE PARTICIPACION EN EL MERCADO LABORAL PERSONAS CASADAS Y UNIDAS**  
Población Entre 21 y 45 Años Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo Octubre 2016

Variable	Modelo Logit Variables Dependientes Ficticias PEA/Empleado (Valor 1 si la persona está en la PEA/Empleada y 0 en caso contrario)								
	Hombres						Mujeres		
	Dummy PEA <sup>1</sup>			Dummy Ocupado <sup>2</sup>			Dummy PEA <sup>1</sup>		
	Coeficiente	Valor t	Efecto Marginal	Coeficiente	Valor t	Efecto Marginal	Coeficiente	Valor t	Efecto Marginal
Edad	0.362	3.16***	0.011	0.359	6.23***	0.029	0.249	4.09***	0.051
Edad <sup>2</sup>	-0.006	-3.20***	0.000	-0.005	-4.09***	0.000	-0.004	-3.79***	-0.001
Dummy Casado	0.993	2.69***	0.022	0.954	3.84***	0.057	-0.503	-3.95***	-0.110
Dummy Unión Libre	1.241	5.46***	0.037	0.879	6.12***	0.058	-0.450	-4.53***	-0.092
Número Hijos < 5 Años	0.140	0.33	0.004	0.417	1.39	0.033	-0.188	-2.39**	-0.038
Dummy Educación Básica	1.628	7.21***	0.046	1.200	6.23***	0.088	0.560	3.56***	0.108
Dummy Educación Secundaria	1.743	7.47***	0.051	0.844	4.42***	0.064	0.944	5.81***	0.181
Dummy Educación Vocacional	0.365	0.41	0.010	-0.087	-0.12	-0.007	2.339	2.18**	0.249
Dummy Educación Universitaria	1.785	6.46***	0.035	0.924	4.19***	0.058	1.573	8.89***	0.271
Número Miembros Mayores	-0.023	-0.43	-0.001	-0.090	-2.33**	-0.007	0.014	0.28	0.003
Dummy Zona Residencia	0.476	3.58***	0.015	0.505	5.24***	0.041	-0.012	-0.19	-0.002
Dummy Está Matriculado	-0.997	-5.12***	-0.047	-0.478	-3.20***	-0.045	-0.387	-3.84***	-0.083
Dummy Jefe de Hogar	1.246	5.38***	0.043	0.937	5.93***	0.078	0.867	8.16***	0.159
Ingreso No Laboral	-0.0001	-3.84***	-2.96e-06	-0.0001	-4.10***	7.84e-06	-0.0001	-5.53***	-2.01e-05
N Obs	4,160			4,160			4,189		
% PEA	93.70%						69.58%		
% Ocupado	86.89%						53.07%		
Estadístico Chi-Cuadrado	2747.45 con 15 g de 1 (valor p 0.00)			499.17 con 15 g de 1 (valor p 0.00)			366.08 con 15 g de 1 (valor p 0.00)		
McFadden's Pseudo R <sup>2</sup>	0.1708			0.1545			0.0711		

Notas:

<sup>1</sup> Variable toma valor 1 si la persona si la persona pertenece a la Población Económicamente Activa y 0 en caso contrario.

<sup>2</sup> Variable toma valor 1 si la persona si la persona está ocupada y 0 en caso contrario.

Un elemento adicional que sugiere la existencia de división de roles a lo interno del hogar dentro de líneas tradicionales es el efecto de la tenencia de hijos menores a 5 años. Mientras

la probabilidad de los hombres participar en la fuerza laboral no se ve afectada en ninguna dirección por la tenencia de hijos menores, esta sí se ve afectada negativamente en el caso de las mujeres, las cuales reducen en un 3.8% su probabilidad de estar ocupadas por cada niño menor a 5 años en el hogar.

En este sentido, un hallazgo que merece ser resaltado es que existe evidencia de que el efecto de la tenencia de niños menores en la participación de las mujeres en la fuerza laboral se ha ido atenuando con el paso del tiempo. En particular, en el caso de las mujeres casadas, la relación negativa entre la tenencia de hijos menores a 5 años y la probabilidad de estar ocupadas se redujo en un 45% entre 1981 y 2010 (Anexo 7).

En segundo lugar, estimamos la ecuación completa de oferta laboral, utilizando el método de dos etapas de Heckman. La función de oferta laboral es similar a la utilizada en Michel & Reyes Martínez (2014):

$$\log(Y_i) = \beta_1 Edad_i + \beta_2 Edad_i^2 + \beta_3 EstadoCivil_i + \sum_{k=1}^4 \alpha_k Educacion_{k,i} + \sum_{m=1}^M \gamma_m Z_{m,i} + \varepsilon_i \quad (17)$$

Siendo  $Y$  el número de horas totales trabajadas en la semana, incluyendo la ocupación principal y la secundaria, y excluyendo el trabajo realizado en el hogar, en tanto que  $EstadoCivil$  es una variable ficticia que toma valor 1 si la persona está casada o convive en unión libre y cero en caso contrario. El resultado de aplicar la corrección por sesgo de selección arrojó un valor estadísticamente no significativo para la inversa del ratio de Mills. Los coeficientes tienen los signos esperados para las variables más relevantes del modelo.

Nos detendremos a evaluar qué ocurre con la oferta laboral cuando varía el estado civil. Tomando los coeficientes del modelo de regresión lineal, se aprecia que la oferta laboral

de los hombres casados o en unión libre es un 6.3% superior a la de los hombres solteros. Recíprocamente, las mujeres casadas o en unión libre tienen una oferta laboral 4.4% inferior a las solteras (ver Anexo 8 para más detalles de los resultados de la estimación). De tal forma que, nuevamente, se confirma la tendencia a la división del trabajo a lo interno del hogar siguiendo líneas tradicionales.

### **Incidencia de la Educación del Cónyuge en el Ingreso Laboral de la Persona**

Uno de los supuestos en el modelo teórico presentado previamente es el de complementariedad positiva entre los niveles educativos de hombres y mujeres en la función de producción del hogar. Esta condición aumenta la propensión hacia la homogamia educativa, principalmente en esquemas en los cuales la utilidad entre los miembros del hogar es transferible.

Para evaluar si la función de utilidad del hogar exhibe complementariedad en los niveles educativos de los cónyuges, estimamos el impacto de la educación de las personas que se encuentran en alguna relación conyugal en el ingreso laboral de sus parejas. Es decir, utilizamos el ingreso laboral mensual de la persona como proxy del aporte que esta hace a la utilidad conjunta del hogar. Como la condición de complementariedad implica que el aporte que una persona hace a la utilidad del hogar es creciente en el nivel de educación del cónyuge, escogimos la siguiente especificación funcional, similar a la utilizada en Aström (2009):

$$\log(IngresoMensual_i) = \sum_{k=1}^4 \alpha_k Educacion_{k,i} + \sum_{k=1}^4 \beta_k Educ.Conyuge_{k,i} + \sum_{m=1}^M \gamma_m Z_{m,i} + \varepsilon_i \quad (18)$$

Esta especificación guarda similitud con la ecuación minceriana clásica, pero difiere de esta en dos elementos principales: en lugar de utilizar años de educación, utilizamos variables

ficticias para cada nivel educativo; en segundo lugar, también se incluyen variables ficticias para cada nivel educativo del cónyuge dentro de la ecuación de ingreso laboral de la persona.  $Z_m$  es un vector de variables aleatorias que incluye la edad como proxy de experiencia, así como otras variables de índole socioeconómico y demográfico.

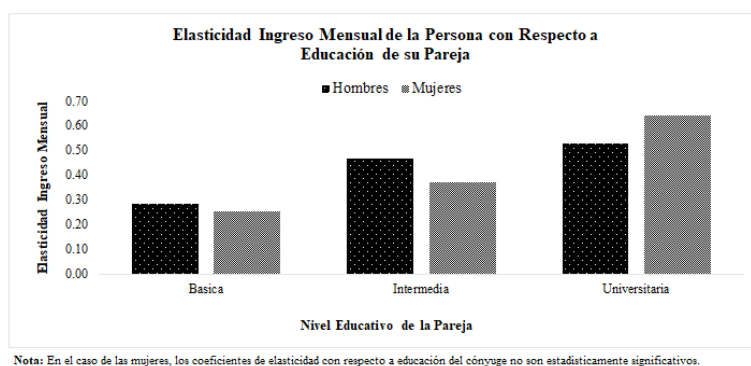
En esta estimación utilizamos el método de dos etapas de Heckman, estimando en una primera fase una ecuación de selección en la que la variable dependiente binaria toma valor 1 si la persona está ocupada y 0 en caso contrario. En esta estimación no se evidenció la presencia de sesgo de selección; por lo tanto, en el análisis que prosigue usamos los coeficientes resultantes de la estimación del modelo aplicando regresión lineal (Anexo 9).

Los resultados indican que el nivel de educación de la pareja tiene un efecto positivo en el ingreso laboral del hombre que se encuentran en relación conyugal. En el caso de las mujeres, los coeficientes de las variables asociadas a la educación de los cónyuges no son estadísticamente significativos.

En los hombres, en adición a tener coeficientes con el signo esperado y estadísticamente significativos, también se observa que la tendencia de estos es creciente. Es decir, mientras mayor nivel educativo tiene la pareja, mayor es el efecto sobre el ingreso del hombre.

En el gráfico 4 mostramos el incremento porcentual en el ingreso de la persona como consecuencia del nivel educativo de la pareja, tomando como base un nivel educativo inferior a la educación básica. Se puede ver que en el hombre, tener una pareja con nivel educativo universitario está asociado a un incremento de 53% en su ingreso laboral, lo cual casi duplica el efecto de tener una pareja con nivel educativo básico.

Gráfico 4



Nuestro resultado confirma una relación que ha sido verificada en múltiples ocasiones en distintos mercados laborales<sup>12</sup>. Un estudio detallado de las posibles explicaciones y determinantes de este fenómeno escapa al alcance de esta investigación. Sin embargo, mencionamos que las hipótesis en este sentido van desde la existencia de efectos de derrame de productividad de un cónyuge a otro (Benham, 1974), hasta la presencia de factores ocultos que afectan ambas variables (por ejemplo, el atractivo físico de la persona puede incidir en su éxito tanto en el mercado laboral como en el mercado matrimonial (Cohen & Haberfeld, 1991)).

## 8. Conclusiones y Recomendaciones

Las estimaciones y análisis realizados en el marco de la presente investigación nos permiten arribar, para el caso dominicano, a las conclusiones siguientes:

1. La estructura familiar contemporánea es más flexible de lo que era hace cuatro décadas.

Esto se refleja en un mayor peso específico de las uniones libres entre los individuos.

Igualmente notable resulta el creciente número de personas que ostentan el status de “separados.”

<sup>12</sup>Para una revisión de la literatura en este sentido, ver Aström (2009).

2. Confirmamos la existencia de patrones de emparejamiento selectivo educativo tanto en los matrimonios como en las uniones libres. Esto puede incidir en aspectos tan diversos como la distribución del ingreso y el desarrollo educativo de los hijos.
3. A pesar de los avances logrados por las mujeres en el segmento educativo, continúa prevaleciendo una especialización productiva a lo interno de los hogares, muy en línea con los postulados clásicos. Esto es, la entrada a la vida marital por parte de las mujeres reduce el número de horas que estas dedican a actividades productivas en el mercado. Los efectos desfavorables asociados a esta situación resultan evidentes: se tiene al segmento poblacional de mayor nivel educativo participando de manera limitada en el mercado laboral, lo que impacta negativamente la productividad agregada de la economía, además de contribuir a que persistan patrones de dependencia económica de las mujeres con respecto a los hombres. Esto último puede estar vinculado a los elevados niveles de violencia de género que registra la República Dominicana.
4. Se verificó que el ingreso laboral de la persona se relaciona positivamente con el nivel educativo de su cónyuge. Es decir, mientras mayor es el nivel educativo de la pareja, mayor es el ingreso laboral del individuo, siendo la evidencia estadística más concluyente en el caso de los hombres que de las mujeres.
5. Adicionalmente, pudimos constatar que el tipo de arreglo conyugal elegido por la persona está relacionado con el nivel educativo. Mayores años de escolaridad están asociados a mayores probabilidades de encontrarse en unión matrimonial y a menores probabilidades de encontrarse en unión libre.

En resumen, la dinámica de parejas en la República Dominicana refleja de manera parcial las tendencias que se vienen observando en las últimas décadas en el ámbito internacional. Por un lado, se advierte una mayor flexibilidad en los arreglos conyugales (mayor importancia relativa de las uniones libres y las separaciones). Por otro lado, persisten las tradicionales divisiones de roles a lo interno del hogar en función del género, las cuales, si bien es presumible que se dan de manera voluntaria y como resultado del común acuerdo entre las partes, en efecto limitan la capacidad de la mujer de alcanzar su potencial en términos profesionales, al tiempo de privar al hombre de la oportunidad de desarrollar competencias en un aspecto tan relevante como lo es la gestión del hogar.

La capacidad de las políticas públicas de incidir en este estado de cosas resulta relativamente limitada y, en nuestra opinión, debería estar orientada a: 1) profundizar los avances en materia de incremento de la cobertura y la calidad de los servicios educativos, bajo el entendido de que la mayor propensión de las personas de más escolaridad a formalizar sus uniones a través del matrimonio es una tendencia socialmente deseable; 2) incrementar la perspectiva de igualdad de género en los programas educativos, a fines de evitar que se continúen replicando los patrones tradicionales de división de roles en función del sexo a lo interno de los hogares.

Finalmente, entendemos que futuras líneas de investigación podrían estar orientadas a explorar qué otros factores, además de la educación, inciden en el tipo de arreglos conyugales que conforman los individuos. Otro aspecto que merece ser estudiado, es el impacto de los emparejamientos selectivos en sus diferentes dimensiones (educativo, étnico, religioso, económico) en fenómenos sociales como la desigualdad de ingresos o la violencia doméstica.



## Referencias Bibliográficas.

- Amemiya, Takeshi. 1985. *Advanced Econometrics*. Harvard University Press.
- Aström, J. 2009. The Effects of Spousal Education on Individual Earnings—A Study of Married Swedish Couples. *Umeå University, Department of Economics*, (No. 788).
- Becker, G. 1973. A Theory of Marriage: Part I. *Journal of Political Economy*, **81(4)**, 813-846.
- Benham, L. 1974. Benefits of Women's Education within Marriage. *Journal of Political Economy*, **82**, 557-574.
- Blau, F. D., & Khan, L. M. 2005. Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women:1980-2000. *NBER Working Paper Series*, No. 11230.
- Borjas, G. J. 1987. Self-Selection and the Earnings of Immigrants. *The American Economic Review*, **77(4)**, 531-553.
- Bredemeier, C., & Juessen, F. 2013. Assortative Mating and Female Labor Supply. *Journal of Labor Economics*, **31(3)**, 603-631.
- Brown, S., Manning, W., & Payne, K. 2017. Relationship Quality Among Cohabiting Versus Married Couples. *Journal of Family Issues*, **38(12)**, 1730-1753.
- Browning, M., Chiappori, P., & Weiss, Y. 2014. *Economics of the Family*. Cambridge University Press.

- Cameron, A. Colin, & Trivedi, Pravin K. 2005. *Microeconometrics Methods and Applications*. Cambridge University Press.
- Cancian, M., & Reed, D. 1998. Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality. *Review of Economics and Statistics*, **80(1)**, 73-79.
- Cancian, M., & Reed, D. 1999. The Impact of Wives' Earnings on Income Inequality: Issues and Estimates. *Demography*, **36(2)**, 173-184.
- Castro-Martín, T., Cortina, C., Laplante B., & Martín-García, T. 2015. Childbearing within Marriage and Consensual Union in Latin America, 1980–2010. *Population and Development Review*, **41(1)**, 85-108.
- Celikaksoy, A., Nekby, L., & Rashid, S. 2009. Assortative Mating by Ethnic Background and Education in Sweden: The Role of Parental Composition on Partner Choice. *The Stockholm University Linnaeus Center for Integration Studies (SULCIS)*, **Working Paper 2009:7**.
- Chiappori, P. A., Iyigun, M., & Weiss, Y. 2009. Investment in Schooling and the Marriage Market. *American Economic Review*, **99(5)**, 1689-1713.
- Cohen, Y., & Haberfeld, Y. 1991. Why Do Married Men Earn More than Unmarried Men. *Social Science Research*, **20**, 29-44.
- Eika, L., Mogstad, M., & Zafar, B. 2017. Educational Assortative Mating and Household Income Inequality. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, **No. 682**.
- Funes Leal, V. 2015. *Emparejamiento Selectivo y Desigualdad en Argentina*. Tesis

- de Maestría en Economía, Universidad Nacional de La Plata. Disponible en: [http://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/51560/Documento\\_completo\\_.pdf-PDFA.pdf?sequence=3](http://sedici.unlp.edu.ar/bitstream/handle/10915/51560/Documento_completo_.pdf-PDFA.pdf?sequence=3).
- Ganguli, I., Hausmann, R., & Viarengo, M. 2014. Marriage, Education and Assortative Mating in Latin America. *Applied Economics Letters*, **21(12)**, 806-811.
- Garrison, R. J., Anderson, V. E., & Reed, S. C. 1968. Assortative Marriage. *Eugenics Quarterly*, **15(2)**, 113-127.
- Greene, William H. 2005. *Econometric Analysis*. 5th edn. Prentice Hall.
- Greenwood, J., Guner, N., Kocharkov, G., & Santos, C. 2014. Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality. *NBER Working Paper Series*, **No. 19829**.
- Ingoldsby, B. (Ed.), & Smith, S. (Ed.). Segunda Edición. 2006. *Families in Global and Multicultural Perspective*. Sage Publications Inc.
- Mare, R. D. 1991. Five Decades of Educational Assortative Mating. *American Sociological Review*, **56(1)**, 15-32.
- Michel, J. M., & Reyes Martínez, L. T. 2014. Análisis del Mercado Laboral con Datos de Panel. *Segundo Lugar Concurso de Economía Banco Central*, **Biblioteca Juan Pablo Duarte**.
- OECD. 2017. *Education at a Glance 2017: OECD Indicators*. OECD Publishing.
- Ramírez, F. 2013. Labor Supply in the Dominican Republic: Trends and Determinants. *MPRA Paper*, **No. 51913**.

- Rose, E. 2001. Marriage and Assortative Mating: How Have Patterns Changed. *Center for Statistics and the Social Sciences of the University of Washington, Working Paper No. 22.*
- Samuelson, P. A. 1954. The Pure Theory of Public Expenditure. *The Review of Economics and Statistics*, **36(4)**, 387-389.
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. 2003. The Effects of Marriage, Marital Dissolution, and Educational Upgrading on Educational Assortative Mating. *California Center for Population Research On-Line Working Paper Series*, **4CCPR-026-03.**
- Schwartz, C. R., & Mare, R. D. 2005. Trends in Educational Assortative Marriage from 1940 to 2003. *Demography*, **42(4)**, 621-646.
- Stevenson, B., & Wolfers, J. 2007. Marriage and Divorce: Changes and their Driving Forces. *PSC Working Paper Series*, **No. 8.**
- Toomet, O., & Henningsen, A. 2008. Sample Selection Models in R: Package sampleSelection. *Journal of Statistical Software*, **27(7)**, 531-553.

## Anexos

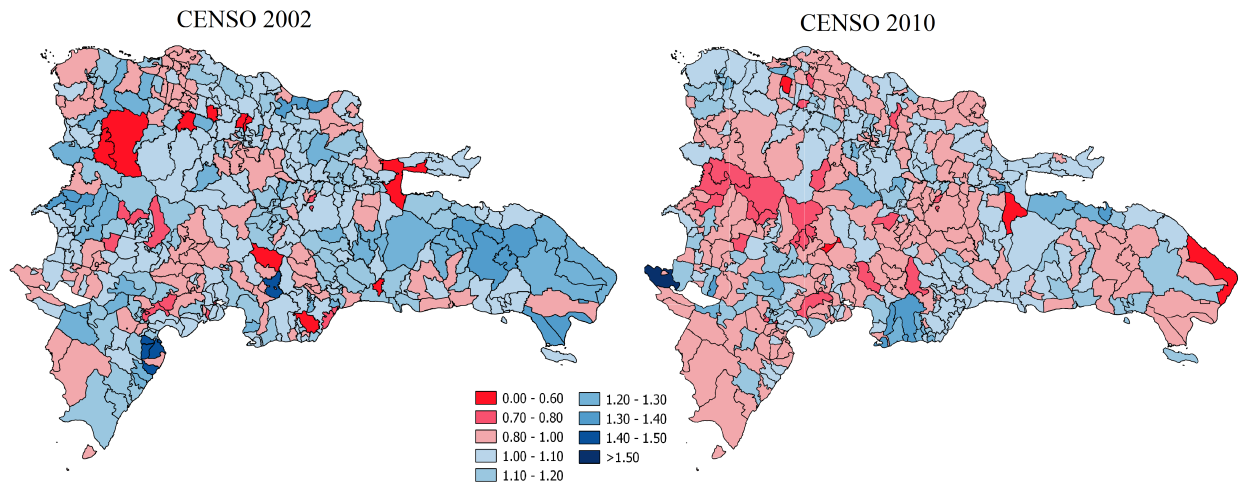
### Listado de Anexos

- Anexo 1: Ratio de Mujeres con Nivel Educativo Secundario y Universitario por cada Hombre con Nivel Educativo Secundario y Universitario por Zona Geográfica.
- Anexo 2: Derivación Condiciones de Equilibrio en el Mercado Matrimonial.
- Anexo 3: Estadísticas Descriptivas Variables Utilizadas en Estimaciones.
- Anexo 4: Resultados Regresión Modelo Logit Incidencia Escolaridad en la Soltería.
- Anexo 5: Resultados Regresión Modelo Logit Multinomial Tendencias Determinantes Matrimonios y Uniones Libres.
- Anexo 6: Evaluación del Efecto del Nivel de Escolaridad de la Pareja en el Tipo de Arreglo Conyugal Elegido: Un Modelo de Roy para la Selección del Mercado Marital.
- Anexo 7: Resultados Regresión Modelo Logit Tendencias Participación Mercado Laboral Personas en Relación Conyugal.
- Anexo 8: Resultados Regresión Modelo Estimación Curva Oferta Laboral.
- Anexo 9: Resultados Estimación Incidencia Educación Cónyuge en Ingreso Laboral de la Persona.

## Anexo 1

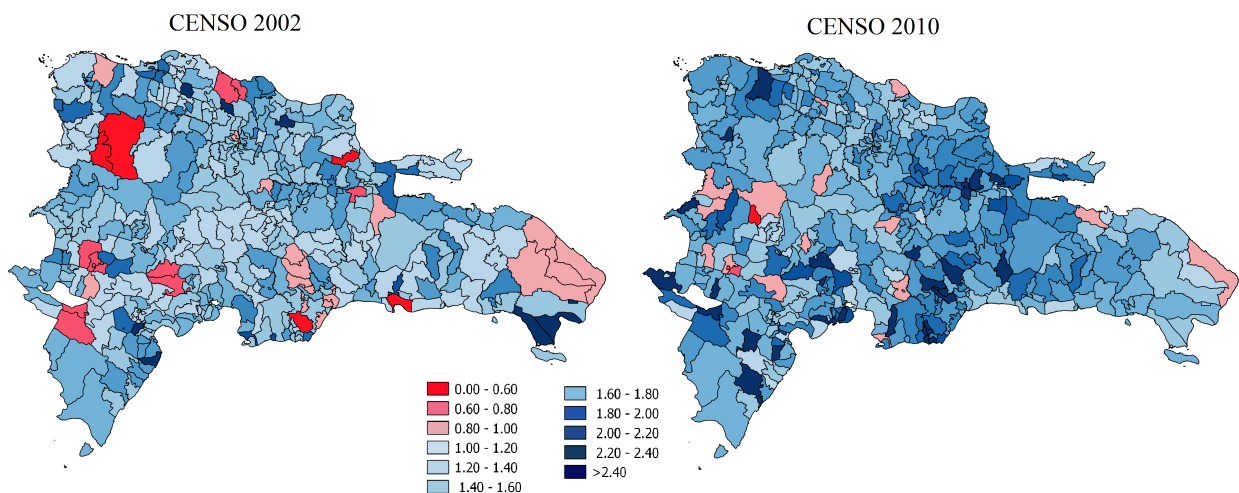
Ratio de Mujeres con Nivel Educativo Secundario y Universitario por cada Hombre con Nivel Educativo Secundario y Universitario por Zona Geográfica.

### Anexo 1-A: Cantidad Mujeres con Nivel Educativo Secundario por cada Hombre con Nivel Educativo Secundario



Fuente: Elaboración propia con datos de la Oficina Nacional de Estadísticas ([www.one.gob.do](http://www.one.gob.do))

### Anexo 1-B: Cantidad de Mujeres con Nivel Educativo Universitario por cada Hombre con Nivel Educativo Universitario



Fuente: Elaboración propia con datos de la Oficina Nacional de Estadísticas ([www.one.gob.do](http://www.one.gob.do))

**Nota:** se observa que aunque del 2002 al 2010 mejoró la equidad en la distribución geográfica por sexo de personas con nivel de educación secundaria, la desigualdad en la distribución por sexo de las personas con nivel de educación universitario experimentó un aumento importante.

## Anexo 2

### Derivación Condiciones de Equilibrio en el Mercado Matrimonial.

Continuando con la exposición de la Sección 4.1, asumimos que la educación tiene un costo  $\mu$ , el cual se distribuye sobre la población de acuerdo a la distribución de probabilidad  $G$  y una función de densidad de probabilidad  $g$ , la cual es simétrica.

Asumimos que la proporción del excedente de utilidad material generado por el hogar que le corresponde al hombre  $i$  o a la mujer  $j$  depende solo de su nivel educativo, y denotamos por  $U_1$  la utilidad correspondiente al hombre no educado y por  $U_2$  la correspondiente al hombre educado (respectivamente denotados por  $V_1$  y  $V_2$  para la mujer). Entonces, tendremos que un hombre invierte en educación si  $\gamma_{20} - \mu + \text{Max}\{U_2 + \theta_i, 0\} > 2\gamma_{10} + \text{Max}\{U_1 + \theta_i, 0\}$ . Es decir, la renta salarial (neta del gasto en educación) más la renta matrimonial de la persona una vez adquiere educación es superior a la renta salarial más la renta matrimonial de la persona sin educación. En este caso, el hombre se casará si y solo si  $\theta_i > -U_2$ .

Un hombre estudia y se mantiene soltero si y solo si  $-U_2 > \theta_i$  y  $\mu \leq R_E := \gamma_{20} - 2\gamma_{10}$  (es decir el retorno de la educación). Si  $\theta_i > -U_1$  los hombres siempre se casan (recordemos que por complementariedad  $U_2 > U_1$ , mientras que los hombres para los cuales  $\mu < R_E + U_2 - U_1$  se casan y estudian. Aquellos hombres para los cuales  $-U_2 < \theta_i < -U_1$  se casan si se educan y se mantienen solteros en caso contrario; además, estos se educan si  $\mu < R_E + U_2 + \theta_i$ .

Por consiguiente, tenemos que la proporción  $\rho_E$  de hombres que estudia viene dada por

(Browning *et al.*, 2014):

$$\rho_E = G(R_E)F(-U_2) + (1 - F(-U_1))G(R_E + U_2 - U_1) + \int_{-U_2}^{-U_1} G(R_E + U_2 + \theta)f(\theta)d\theta \quad (A1)$$

La proporción  $\rho_C$  que se casa viene dada por:

$$\rho_C = 1 - F(-U_1) + \int_{-U_2}^{-U_1} G(R_E + U_2 + \theta)f(\theta)d\theta \quad (A2)$$

Finalmente, la proporción de hombres que se educan y se casan  $\rho_{EC}$  está dada por la expresión:

$$\rho_{EC} = (1 - F(-U_1))G(R_E + U_2 - U_1) + \int_{-U_2}^{-U_1} G(R_E + U_2 + \theta)f(\theta)d\theta \quad (A3)$$

Completamos este análisis, introduciendo la función de utilidad material del hogar de dos personas casadas, para compararla con la de las personas solteras y extraer algunas conclusiones. Por simplicidad, asumimos que la función de utilidad  $Y$  tanto de los hombres como de las mujeres está dada por:

$$Y = cq + \theta \quad (A4)$$

Donde  $c$  es un bien de consumo y  $q$  es un bien público, en el sentido en que el consumo del mismo por parte de uno de los miembros del hogar, no afecta la disponibilidad del mismo para consumo del resto de los miembros.

La función de producción del bien público  $q$  está dada por  $q(t, e) = e + \alpha t$ . Donde  $t$  es tiempo invertido por los miembros del hogar, normalizado de tal forma que  $0 \leq t \leq 1$ ; en tanto que  $e$  representa los insumos adquiridos en el mercado para producir  $q$ .



Un hogar compuesto por un hombre educado  $i$  y una mujer educada  $j$ , en el cual la mujer aporta todo el tiempo  $t$  necesario para producir el bien público, genera un ingreso monetario igual a  $I_i^E + I_j^E(1 - t)$ . Asumiendo que la utilidad del hogar es transferible de un miembro a otro, el problema del hogar puede plantearse de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} &\text{maximizar} && cq + \theta_i + \theta_j \\ &\text{sujeto a} && I_i^E + I_j^E(1 - t) \geq e + c. \end{aligned} \tag{A5}$$

Si el problema anterior tiene una solución interior, la utilidad total del hogar bajo la misma es  $Y^* = \left[ \frac{I_i^E + I_j^E(1 - t^*) + \alpha t^*}{2} \right]^2$ . Siendo  $t^*$  el tiempo invertido en producir el nivel óptimo del bien público.

Ahora comparemos cual es la situación en el caso de las personas solteras (en este punto nos desviamos un poco del desarrollo en Browning *et al.* (2014)). Normalmente, el modelo de la persona soltera consideraría que este vive en hogares unipersonales, por lo cual esta debe proveer todo el tiempo y dinero necesario para producir el bien público. Este esquema no necesariamente responde a la realidad demográfica y cultural de países como República Dominicana. Por ejemplo, mientras en Estados Unidos alrededor del 28% de los hogares son unipersonales <sup>13</sup>, en la muestra de la ENFT Octubre 2016 solo un 17% de los hogares son unipersonales.

Por lo tanto, asumiremos que el hombre soltero  $i$  vive en un hogar con  $k_i$  adultos, los cuales aportan tiempo y dinero de manera igualitaria a la producción del bien público. Similarmente, la mujer soltera  $j$  vive en un hogar con  $k_j$  adultos que aportan tiempo y dinero de manera igualitaria a la producción del público.

---

<sup>13</sup><https://www.statista.com/statistics/242022/number-of-single-person-households-in-the-us/>

En este caso la utilidad del hombre soltero  $i$  está dada por  $Y_i = q_i c_i = k_i(e_i + \alpha_i t_i) c_i$ , mientras que la utilidad de la mujer soltera  $j$  es  $Y_j = q_j c_j = k_j(e_j + \alpha_j t_j) c_j$ .

En equilibrio, tendríamos que la utilidad conjunta de  $i$  y  $j$  es

$$Y_i^* + Y_j^* = k_i(e_i + \alpha_i t_i^*) c_i + k_j(e_j + \alpha_j t_j^*) c_j \quad (\text{A6})$$

$$= k_i \left[ \frac{I_i^E(1 - t_i^*) + \alpha_i t_i^*}{2} \right]^2 + k_j \left[ \frac{I_j^E(1 - t_j^*) + \alpha_j t_j^*}{2} \right]^2 \quad (\text{A7})$$

Si asumimos que  $k_i = k_j = k$  y  $t_i^* = t_j^* = t^*/k$  y  $I_i^E = I_j^E = I$  tendremos que la diferencia entre la utilidad del hombre  $i$  y la mujer  $j$  como solteros y su utilidad como casados es:

$$I(a - \frac{t^*}{a^2} + \frac{\alpha t^*}{a}) - \theta_i - \theta_j - 2(1 - \frac{t^*}{2}) \quad (\text{A8})$$

Por conveniencia hemos denotado  $a = \sqrt{2k}$ . Vemos que para valores de  $k$  suficientemente altos los solteros obtienen una utilidad mayor que los casados. Es decir, dependiendo de la estructura del hogar, la ganancia de escala que obtiene el soltero viviendo con su familia puede exceder los beneficios recibidos por el matrimonio.

## Anexo 3

### Estadísticas Descriptivas Variables Utilizadas en Estimaciones.

#### Anexo 3-A

##### ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS PRINCIPALES VARIABLES UTILIZADAS DATOS CENSALES MUESTRA DEL IPUMS

Variable	Unidad	Media				Desviación Estándar			
		Zona Urbana		Zona Rural		Zona Urbana		Zona Rural	
		Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Numero Observaciones	Personas	229,043	244,099	125,501	116,074				
Parejas Estudiadas		121,246		54,564					
Edad Promedio	Años	31.97	31.93	31.96	31.75	6.54	6.54	6.56	6.47
Años de Escolaridad	Años	8.644	9.37	5.2057	5.709	4.929	5.114	4.542	4.936
% Ocupado	%								
% Solteros	%	31.48%	20.29%	33.96%	17.35%				
% Casados/Unión Libre	%	58.22%	61.73%	58.67%	71.14%				
% Separados/Divorciados	%	10.00%	16.59%	6.99%	10.16%				
% Viudos	%	0.34%	1.43%	0.40%	1.41%				
% Nivel Educativo < Básico	%	9.04%	8.14%	22.99%	22.43%				
% Nivel Educativo Básico	%	38.71%	33.30%	52.88%	48.79%				
% Nivel Educativo Secundario	%	31.61%	30.33%	18.12%	18.83%				
% Nivel Educativo Universitaria	%	20.63%	28.23%	6.01%	9.96%				

**Notas:**

1. Los datos corresponden a los hombres y mujeres dominicanos con edad entre 21 y 45 años.
2. Los datos del censo de 1981 no hacen distinción por zona de residencia, por lo que estos indicadores no incluyen los datos de dicho año.

#### Anexo 3-B

##### ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS PRINCIPALES VARIABLES UTILIZADAS ENCUESTA NACIONAL DE FUERZA DE TRABAJO OCTUBRE 2016

Variable	Unidad	Media				Desviación Estándar			
		Zona Urbana		Zona Rural		Zona Urbana		Zona Rural	
		Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Numero Observaciones	Personas	2,586	2,794	1,198	1,132				
Parejas Estudiadas		1074		628					
Edad Promedio	Años	32.16	32.31	32.41	32.38	6.75	6.60	6.87	6.90
Horas Trabajadas	Hrs/Semana	38.68	23.11	39.00	19.17	20.14	22.76	18.32	21.76
Ingreso Laboral por Hora	RD\$/hora	92.70	83.23	78.20	71.76	77.60	76.69	65.04	65.26
% Ocupado	%	84.57%	55.51%	88.81%	48.32%				
% Solteros	%	36.77%	18.47%	36.14%	17.14%				
% Casados/Unión Libre	%	51.57%	58.38%	52.26%	64.61%				
% Separados/Divorciados	%	11.60%	22.66%	11.52%	17.84%				
% Viudos	%	0.12%	1.18%	0.10%	1.10%				
% Nivel Educativo < Básico	%	3.63%	2.04%	8.68%	5.48%				
% Nivel Educativo Básico	%	32.60%	24.30%	44.07%	36.48%				
% Nivel Educativo Secundario	%	43.35%	39.37%	36.73%	35.69%				
% Nivel Educativo Vocacional	%	0.35%	0.39%	0.25%	0.08%				
% Nivel Educativo Universitaria	%	20.07%	33.89%	10.27%	22.26%				

**Nota:** los datos corresponden a los hombres y mujeres dominicanos con edad entre 21 y 45 años.

## Anexo 4

### Resultados Regresión Modelo Logit Incidencia Escolaridad en la Soltería.

#### REGRESION TENDENCIA RELACION SOLTERIA Y NIVEL EDUCATIVO EN REPUBLICA DOMINICANA

Población Entre 21 y 45 Años Muestra del IPUMS para Censos Población y Vivienda 1960, 1970, 1981, 2002 y 2010

Variable	Variable Dependiente: Dummy Estado Civil Soltero							
	Hombres				Mujeres			
	Coefficiente	Valor t	Valor p	Efecto Marginal	Coefficiente	Valor t	Valor p	Efecto Marginal
Edad	-0.129	-52.87	0.000	-0.027	-0.038	-14.70	0.000	-0.005
Años Educación	-0.005	-1.08	0.281	-0.001	0.070	12.45	0.000	0.009
Dummy 1970	1.288	12.04	0.000	0.304	3.211	30.74	0.000	0.650
Dummy 1981	0.472	5.16	0.000	0.104	1.271	12.42	0.000	0.210
Dummy 2002	0.008	0.09	0.927	0.002	0.982	10.68	0.000	0.136
Dummy 2010	-0.019	-0.23	0.821	-0.004	1.187	12.21	0.000	0.166
Edad × Dummy 1970	0.022	6.84	0.000	0.005	-0.033	-10.32	0.000	-0.004
Edad × Dummy 1981	-0.016	-5.58	0.000	-0.003	-0.054	-16.52	0.000	-0.007
Edad × Dummy 2002	-0.001	-0.40	0.689	-0.0002	-0.049	-17.03	0.000	-0.006
Edad × Dummy 2010	-0.135	-5.06	0.000	-0.003	-0.102	-33.27	0.000	-0.013
Años Educación × Dummy 1970	-0.116	-19.98	0.000	-0.024	-0.184	-27.98	0.000	-0.023
Años Educación × Dummy 1981	-0.003	-0.64	0.524	-0.001	0.007	1.11	0.266	0.001
Años Educación × Dummy 2002	-0.005	-1.01	0.313	-0.001	0.006	0.99	0.321	0.001
Años Educación × Dummy 2010	0.014	2.95	0.003	0.003	0.067	11.28	0.000	0.008
<b>N Obs</b>	419,076				425,707			
<b>% Población Soltera</b>	32.6%				19.1%			
<b>Estadístico Chi-Cuadrado</b>	72456.36 con 14 g de l (valor p 0.00)				57875.3 con 14 g de l (valor p 0.00)			
<b>McFadden's Pseudo R<sup>2</sup></b>	0.1369				0.1392			

## Anexo 5

### Resultados Regresión Modelo Tendencias Determinantes Matrimonios y Uniones Libres.

#### Anexo 5-A

**RESULTADOS MODELO LOGIT MULTINOMIAL DETERMINANTES MATRIMONIOS/UNIONES LIBRES**  
Población Entre 21 y 45 Años Muestra del IPUMS para Censos Población y Vivienda 1981, 2002 y 2010

Variable	Hombres						Mujeres					
	Casados			Unión Libre			Casados			Unión Libre		
	Coefficiente	Valor t	Valor p	Coefficiente	Valor t	Valor p	Coefficiente	Valor t	Valor p	Coefficiente	Valor t	Valor p
Edad	0.666	79.72	0.000	0.461	73.78	0.000	0.454	63.34	0.000	0.310	49.45	0.000
Edad <sup>2</sup>	-0.008	-63.68	0.000	-0.006	-62.31	0.000	-0.006	-53.33	0.000	-0.005	-49.05	0.000
Años Educación	0.101	34.55	0.000	-0.125	-26.79	0.000	0.072	25.00	0.000	-0.215	-41.36	0.000
Dummy 1981	-0.103	-4.34	0.001	1.193	54.73	0.000	-0.007	-0.34	0.734	1.393	65.02	0.000
Dummy 2002	-0.768	-33.88	0.000	1.158	57.18	0.000	-0.521	-24.84	0.000	1.640	81.28	0.000
Dummy 2010	-1.761	-69.03	0.000	0.943	47.61	0.000	-1.501	-60.1	0.000	1.502	74.26	0.000
Dummy 1981 × Años Educación	0.012	3.19	0.001	0.056	10.65	0.000	-0.022	-5.46	0.000	0.044	7.53	0.000
Dummy 2002 × Años Educación	0.021	6.39	0.000	0.089	18.28	0.000	-0.020	-6.14	0.000	0.089	16.71	0.000
Dummy 2010 × Años Educación	0.050	14.6	0.000	0.107	22.29	0.000	0.0177	5.25	0.000	0.12	22.73	0.000
Constante	-13.73	-99.97	0.000	-9.08	-90.62	0.000	-8.57	-74.29	0.000	-5.195	-52.11	0.000
N Obs	419,076						425,707					
% Población Casada	20.4%						25.4%					
% Población Unión Libre	38.6%						40.1%					
Estadístico Chi-Cuadrado	98163.05 con 18 g de l (valor p 0.00)						82598.26 con 18 g de l (valor p 0.00)					
McFadden's Pseudo R <sup>2</sup>	0.111						0.090					

Nota: se tomó como estado civil base la soltería.

#### Anexo 5-B

**RESULTADOS MODELO LOGIT MULTINOMIAL DETERMINANTES MATRIMONIOS/UNIONES LIBRES**  
Población Entre 21 y 45 Años Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo Octubre 2016

Variable	Hombres						Mujeres					
	Casados			Unión Libre			Casados			Unión Libre		
	Coefficiente	Valor t	Valor p	Coefficiente	Valor t	Valor p	Coefficiente	Valor t	Valor p	Coefficiente	Valor t	Valor p
Edad	0.444	3.07	0.002	0.051	0.65	0.514	0.393	3.39	0.001	0.156	2.04	0.041
Edad <sup>2</sup>	-0.004	-2.09	0.037	1.78e-05	0.01	0.988	-0.004	-2.34	0.019	-0.002	-1.57	0.117
Dummy Educación Básica	1.242	2.29	0.022	0.121	0.59	0.552	1.177	2.12	0.034	0.553	2.16	0.031
Dummy Educación Secundaria	2.165	4.00	0.000	0.471	2.27	0.023	1.363	2.47	0.013	-0.086	-0.34	0.735
Dummy Educación Vocacional	2.517	2.07	0.038	0.652	0.73	0.468	1.363	1.34	0.180	-1.853	-1.60	0.109
Dummy Educación Universitaria	2.521	4.49	0.000	-0.052	-0.21	0.832	1.775	3.16	0.002	-0.310	-1.14	0.254
Número Miembros Mayores	-0.455	-7.28	0.000	-0.441	-12.12	0.000	-0.859	-10.18	0.000	-1.033	-17.17	0.000
Dummy Zona Residencia	-0.049	-0.31	0.756	0.220	2.29	0.020	0.292	2.15	0.032	0.349	3.65	0.000
Dummy Está Matriculado	-0.167	-0.63	0.531	-0.491	-2.79	0.050	0.003	0.02	0.987	0.051	0.41	0.679
Ingreso Mensual	5.13e-05	9.31	0.000	3.59e-05	7.73	0.000	4.70e-06	0.82	0.410	-1.7e-05	-3.16	0.002
Constante	-13.37	-5.32	0.000	-2.118	-1.65	0.099	-9.64	-4.81	0.000	-1.373	-1.11	0.267
N Obs	3,021						2,977					
% Población Casada	10.6%						14.1%					
% Población Unión Libre	38.4%						43.0%					
Estadístico Chi-Cuadrado	1291.14 con 34 g de l (valor p 0.00)						896.18 con 34 g de l (valor p 0.00)					
McFadden's Pseudo R <sup>2</sup>	0.225						0.150					

Nota: se tomó como estado civil base la soltería.

## Anexo 6

### Evaluación del Efecto del Nivel de Escolaridad de la Pareja en el Tipo de Arreglo Conyugal Elegido: Un Modelo de Roy para la Elección del Mercado Marital.

En la sección 7.2 se estableció que las personas que se casan poseen un coeficiente de emparejamiento educativo mayor que las personas que están en unión libre. Más aún, en promedio las parejas de las personas casadas poseen un mayor nivel educativo que las parejas de las personas en unión libre. Esto nos coloca en el escenario de estudiar si estas diferencias en el nivel educativo de las parejas en un mercado y en otro se debe a diferencias individuales de los participantes o si es producto de las diferencias en los promedios de cada mercado.

El Modelo de Roy permite examinar este tipo de problemas. Esta técnica fue popularizada por Borjas (1987) en el estudio de cómo las aptitudes individuales de los trabajadores inciden en la elección entre un mercado laboral y otro, afectando el desempeño observado en las personas que participan en cada mercado. En su versión más simple, este modelo consta de una ecuación de selección y dos ecuaciones de resultado (Toomet & Henningsen, 2008):

$$\begin{aligned}
 Y_{S,i} &= \sum_{j=1}^n \beta_{S,j} X_{j,i} + \varepsilon_{S,i} \\
 Y_{1,i} &= \sum_{j=1}^n \beta_{1,j} X_{j,i} + \varepsilon_{1,i}, \quad \text{si } Y_{S,i} < 0 \\
 Y_{2,i} &= \sum_{j=1}^n \beta_{2,j} X_{j,i} + \varepsilon_{2,i}, \quad \text{si } Y_{S,i} \geq 0
 \end{aligned} \tag{A9}$$

Donde  $\{\varepsilon_S, \varepsilon_1, \varepsilon_2\} \sim N(\mu, \Sigma)$ , siendo  $\mu$  un vector con las componentes  $\mu_S, \mu_1, \mu_2 = 0$ , mientras  $\Sigma$  es la matriz de varianza-covarianza, tal que las varianzas de  $\{\varepsilon_S, \varepsilon_1, \varepsilon_2\}$  están dadas por  $\{\Sigma_{1,1} = 1, \Sigma_{2,2} = \sigma_1^2, \Sigma_{3,3} = \sigma_2^2\}$ , en tanto que la covarianza entre  $\varepsilon_S$  y  $\varepsilon_1$  es  $\Sigma_{1,2} = \Sigma_{2,1} = \rho_1 \sigma_1$  y la covarianza entre  $\varepsilon_S$  y  $\varepsilon_2$  es  $\Sigma_{1,3} = \Sigma_{3,1} = \rho_2 \sigma_2$ .

Aquí  $Y_{S,i}$  no es observado, en su lugar la variable observada es  $Y'_{S,i}$ , que toma valor de 1 cuando  $Y_{S,i} \geq 0$  y de 0 cuando  $Y_{S,i} < 0$ .  $Y_{1,i}$  solo es observada si  $Y'_{S,i} = 0$ , en tanto que  $Y_{2,i}$  solo es observada si  $Y'_{S,i} = 1$ . Debido a que existe correlación entre los errores de la ecuación de selección y las ecuaciones de resultados, el método de mínimos cuadrados produce estimadores sesgados. Se puede demostrar que un estimador insesgado que corrige el efecto de selección viene dado por:

$$\begin{aligned} Y_{1,i} &= \sum_{j=1}^n \beta_{1,j} X_{j,i} - \rho_1 \sigma_1 \lambda \left( - \sum_{j=1}^n \beta'_{S,j} X_{j,i} \right) + \eta_{1,i}, \quad \text{si } Y'_{S,i} = 0 \\ Y_{2,i} &= \sum_{j=1}^n \beta_{2,j} X_{j,i} + \rho_2 \sigma_2 \lambda \left( \sum_{j=1}^n \beta'_{S,j} X_{j,i} \right) + \eta_{2,i}, \quad \text{si } Y'_{S,i} = 1 \end{aligned} \quad (\text{A10})$$

Donde  $\eta_1, \eta_2$  son errores normalmente distribuidos, con valor esperado 0 y no correlacionados con  $\varepsilon_S$ , y  $\lambda$  es la inversa del ratio de Mills. Este sistema se puede estimar en dos etapas, para cada una de las ecuaciones de resultado, o aplicando métodos de máxima verosimilitud (Amemiya, 1985).

Utilizando los resultados de (A10), se puede estimar el retorno esperado que recibiría un participante en el mercado 2 si hubiese participado en el mercado 1, y viceversa. En efecto, de estas ecuaciones se desprende que:

$$E(\text{Retorno agente en mercado 1} | \text{si participa en mercado 2}) = \sum_{j=1}^n \beta_{2,j} X_{j,i} + \rho_2 \sigma_2 \lambda \left( \sum_{j=1}^n \beta'_{S,j} X_{j,i} \right) \quad (\text{A11})$$

En nuestro caso, asumiendo que existen dos mercados maritales, uno para personas en unión libre y otro para personas casadas, nos interesa estimar un modelo similar a (A9), donde  $Y_1, Y_2$  representan el retorno, expresado como los años de escolaridad esperados en el cónyuge

potencial, de los participantes en el mercado de personas en unión libre y en el mercado de personas casadas, respectivamente. El vector  $\{X_j\}$  de variables explicativas es el mismo utilizado para estimar el modelo en la ecuación (15), el cual incluye el nivel de educación de la persona.

La tabla A.6.1 contiene los resultados de la estimación de este modelo. Tanto para hombres como para mujeres se tiene que  $\rho_1, \rho_2$  son positivos. Esto es indicativo de que no existe una tendencia de las personas a clasificarse entre un mercado y otro en función de los años de educación del cónyuge potencial en cada mercado.

**Tabla A.6.1**

**ESTIMACION MODELO DE ROY SELECCION ENTRE MERCADOS MARITALES**  
Población Entre 21 y 45 Años Muestra del IPUMS para Censo Población y Vivienda 2010

Variable	Ecuación de Selección (Variable Dummy Casado <sup>1</sup> )		Ecuación Resultado Mercado Uniones Libres (Var. Dep: Años Educación Pareja)		Ecuación Resultado Mercado Personas Casadas (Var. Dep: Años Educación Pareja)	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre Casado	Mujer Casada
Edad	0.111 (11.25)***	0.103 (11.53)***	0.440 (14.13)***	0.008 (0.29)	0.502 (8.22)***	-0.051 (-0.97)
Edad <sup>2</sup>	-0.001 (-7.45)***	-0.001 (-6.54)***	-0.006 (-13.24)***	-0.001 (-1.35)	-0.007 (-8.12)***	0.0005 (0.69)
Años Educación	0.109 (85.82)***	0.116 (90.91)***	0.621 (127.52)***	0.489 (59.49)***	0.536 (42.74)***	0.621 (37.55)***
Dummy Zona de Residencia	-0.026 (-1.02)	0.053 (2.08)**	-0.936 (-12.88)***	-0.902 (-12.76)***	-1.312 (-7.69)***	-0.388 (-2.12)**
Dummy Vive Casa Propia	0.129 (12.08)***	0.150 (14.33)***	-0.144 (-13.88)***	-0.353 (-10.32)***	-0.087 (-1.47)	-0.193 (-3.24)***
Cantidad Miembros Hogar	0.028 (9.02)***	0.009 (2.73)***				
Dummy Zona de Residencia × Años Educ.	-0.018 (-6.67)***	-0.024 (-9.54)***	-0.029 (-3.37)***	-0.031 (-3.92)***	0.033 (2.08)**	-0.109 (-7.52)***
Edad-Edad Cónyuge			0.030 (11.43)***	0.024 (10.45)***	0.007 (1.38)	0.027 (6.51)***
Dummy Zona de Residencia × (Edad-Edad Cónyuge)			0.012 (2.43)**	0.011 (2.61)***	0.037 (3.43)***	0.009 (0.88)
Sigma			4.478 (230.97)***	3.965 (281.48)***	3.778 (172.06)***	4.091 (159.66)***
Rho			0.794 (114.15)***	0.141 (3.73)***	0.097 (2.71)***	0.134 (2.98)***
N Obs	80,313	86,851				
Obs. Seleccionadas Ec. 1	61,938	63,640				
Obs. Seleccionadas Ec. 2	18,375	23,211				
Test LR Ec. Selección Chi2 (7 g d l)	12339.0 (valor p 0.00) 15500.4 (valor p 0.00)					

Notas:

<sup>1</sup> Variable toma valor 1 si la persona si la persona está casada y 0 en caso contrario.

Valores t de los errores estándar entre paréntesis. (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotan coeficiente es estadísticamente significativo a nivel de 10%, 5%, y 1%, respectivamente.

Efectivamente, cuando comparamos la cantidad de años de escolaridad promedio en los cónyuges de las personas que participan en el mercado de unión libre con el de las personas

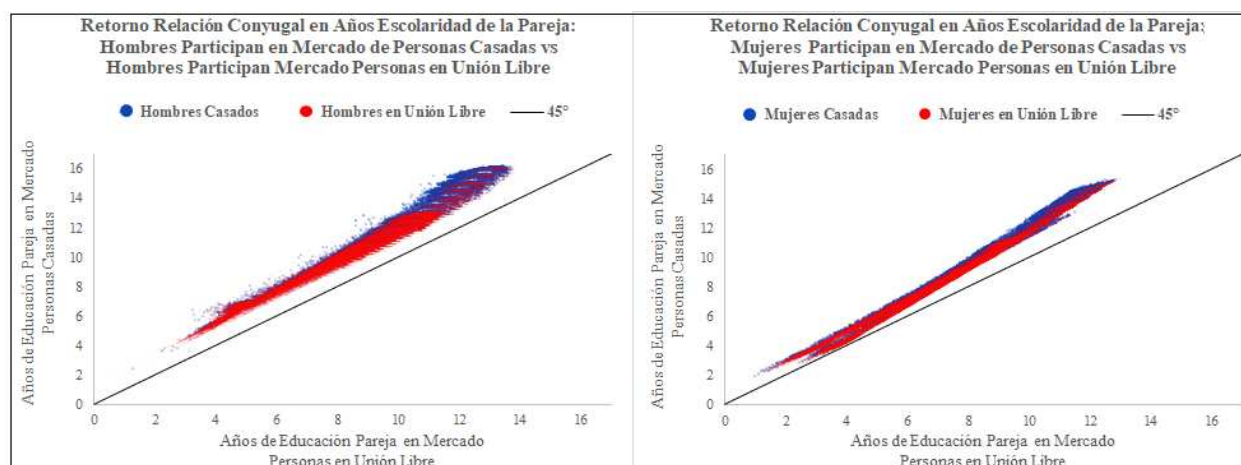


que participan en el mercado de casados, la diferencia observada es 3.63 para las mujeres (10.9 años de escolaridad de los cónyuges para las casadas vs. 7.8 para las unidas) y de 3.91 para los hombres (12.2 años de escolaridad de los cónyuges para los casados vs. 8.3 para los unidos). Sin embargo, esta diferencia se reduce a 2.3 años en el caso de las mujeres y a 2.0 años en el caso de los hombres, cuando se utiliza (A11) para estimar cuál habría sido la escolaridad promedio de los cónyuges de las personas que participan en el mercado de unión libre, si hubiesen “emigrado” al mercado de personas casadas.

Lo anterior indica que, aunque persisten diferencias entre el nivel promedio de educación de los cónyuges de las personas casadas y de las personas unidas, aún en el escenario en que estos últimos participan en el mercado de personas casadas, estas diferencias se reducen sustancialmente en comparación con el escenario en el cual cada persona participa en el mercado en que fue observado en la muestra censal. Por lo tanto, se puede concluir que los individuos que participaron en el mercado de personas unidas, se habrían beneficiado de participar en el mercado de personas casadas.

El gráfico A.6.1 presenta los resultados mencionados. Cada punto representa una persona, siendo la coordenada  $x$  el valor esperado de los años de escolaridad del cónyuge si el individuo participa en el mercado de uniones libres, mientras que la coordenada  $y$  es el valor esperado de los años de escolaridad del cónyuge si el individuo participa en el mercado de personas casadas. Los puntos azules son los elementos que en la muestra del IPUMS del censo del 2010 estaban casados, en tanto que los puntos rojos representan a las personas que convivían en unión libre. La línea de  $45^\circ$  marca el conjunto de puntos en los cuales las personas son indiferentes entre un mercado y otro.

Gráfico A.6.1



Se observa que en la totalidad de los casos las personas se habrían beneficiado de participar en el mercado de personas casadas (todos los puntos se encuentran por encima de la línea de indiferencia). Un elemento que sobresale es que el beneficio recibido por participar en el mercado de las personas casadas parece aumentar en la medida en que aumenta la escolaridad de la persona.

## Anexo 7

### Resultados Regresión Modelo Logit Tendencias Participación Mercado Laboral Personas en Relación Conyugal.

**RESULTADOS MODELO LOGIT SOBRE PARTICIPACION DEL MERCADO LABORAL PAREJAS CASADAS Y UNIDAS**  
Población Entre 21 y 45 Años Muestra del IPUMS para Censos Población y Vivienda 1981, 2002 y 2010

Variable	Variable Dependiente Dummy Empleado (Valor 1 si la persona está empleada y 0 en caso contrario)							
	Hombres Casados		Mujeres Casadas		Hombres Unidos		Mujeres Unidas	
	Coefficiente	Valor t	Coefficiente	Valor t	Coefficiente	Valor t	Coefficiente	Valor t
Edad	0.108	5.25***	0.143	9.94***	0.042	3.61***	0.147	14.76***
Edad <sup>2</sup>	-0.002	-5.82***	-0.002	-9.75***	-0.001	-4.53***	-0.002	-14.4***
Años Educación	0.067	10.86***	0.120	26.65***	0.050	8.80***	0.077	12.44***
Años Educación Cónyuge	0.009	2.20**	0.018	7.05***	0.020	3.35***	0.008	1.99**
Edad-Edad Cónyuge	0.011	6.97***	0.018	15.4***	0.007	7.40***	0.014	20.70***
Dummy 2002	-0.118	-1.92*	1.631	35.31***	0.279	7.22***	1.750	49.07***
Dummy 2010	-0.274	-4.85***	1.324	30.98***	-0.184	-5.03***	0.958	27.52***
Dummy 2002 × Años Educación	-0.053	-8.03***	-0.063	-12.26***	-0.046	-8.01***	-0.054	-8.59***
Dummy 2010 × Años Educación	-0.064	-10.14***	-0.105	-22.77***	-0.045	-7.85***	-0.058	-9.51***
Dummy 2002 × Años Educación Cónyuge	0.009	1.83*	-0.012	-4.17***	-0.013	-2.21**	-0.005	-1.14
Dummy 2010 × Años Educación Cónyuge	-0.008	-1.85*	-0.010	-3.61***	-0.016	-2.77***	0.003	0.68
Número Hijos < 5 Años	0.013	0.51	-0.140	-7.10***	0.009	0.53	-0.266	-14.29***
Dummy 2002×Núm Hijos < 5 Años	0.009	0.26	0.048	1.89*	0.007	0.32	0.165	7.68***
Dummy 2010×Núm Hijos < 5 Años	-0.011	-0.30	0.063	2.22**	-0.012	-0.58	-0.002	-0.09
Dummy Matriculado	-1.055	-44.47***	-0.863	-45.75***	-0.963	-55.03***	-0.772	-49.82***
Constante	-0.111	-0.32	-3.783	-15.68***	0.768	4.03***	-3.805	-23.31***
<b>N Obs</b>	60,434		74,425		139,891		143,742	
<b>% Empleado</b>	78.11%		49.49%		49.49%		40.50%	
<b>Estadístico Chi-Cuadrado</b>	2770.81 con 15 g de l (valor p 0.00)		9851.74 con 15 g de l (valor p 0.00)		3603.34 con 15 g de l (valor p 0.00)		15631.04 con 15 g de l (valor p 0.00)	
<b>McFadden's Pseudo R<sup>2</sup></b>	0.0451		0.0955		0.0242		0.0807	
<b>% Clasificado Correctamente</b>	79.39%		65.97%		77.53%		66.99%	

Nota:

(\*), (\*\*), (\*\*\*) denotan que el coeficiente es estadísticamente significativo a nivel de 10%, 5%, y 1%, respectivamente.

## Anexo 8

### Resultados Regresión Modelo Estimación Curva Oferta Laboral.

EFECTO ESTADO CIVIL SOBRE OFERTA LABORAL						
Población Entre 21 y 45 Años Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo Octubre 2016						
Variable	Ecuación de Selección (Var Dep: Dummy Ocupado <sup>1</sup> )		Ecuación de Resultado (Var Dep: Log. Horas Laboradas)		Ecuación de Regresión Lineal (Var Dep: Log. Horas Laboradas)	
	Hombre	Mujer	Hombre Ocupado	Mujer Ocupada	Hombre Ocupado	Mujer Ocupada
Edad	0.194 (3.72)***	0.097 (2.21)**	-0.006 (-0.30)	-0.028 (-1.14)	-0.009 (-0.77)	-0.015 (-0.87)
Edad <sup>2</sup>	-0.003 (-3.49)***	-0.001 (-1.76)*	1.13e-04 (0.50)	0.000 (1.12)	0.000 (0.85)	0.000 (0.77)
Dummy Educ. Básica	0.716 (5.60)***	0.646 (3.50)***	0.010 (0.85)	0.160 (0.95)	0.033 (1.04)	0.202 (1.89)*
Dummy Educ. Secundaria	0.537 (4.22)***	1.011 (5.54)***	0.061 (1.44)	0.236 (1.08)	0.055 (1.68)*	0.300 (2.82)***
Dummy Educ. Vocacional	0.340 (0.70)***	2.107 (3.46)***	0.096 (0.80)	0.214 (0.58)	0.090 (0.75)	0.331 (1.92)*
Dummy Educ. Universitaria	0.634 (4.40)***	1.552 (8.34)***	0.075 (1.56)	0.250 (0.85)	0.068 (1.87)*	0.336 (3.15)***
Dummy Zona de Residencia	0.246 (3.66)***	-0.086 (-1.54)	-0.032 (-1.85)*	-0.042 (-1.56)	-0.033 (-2.42)**	-0.047 (-2.08)**
No. Miembros Mayores	-0.024 (-0.99)	0.000 (0.002)			-0.004 (-0.60)	0.013 (0.99)
No. Hijos < 5 Años	0.177 (1.07)	-0.098 (-1.53)	0.022 (0.92)	0.007 (0.22)	0.023 (0.97)	0.032 (1.06)
Dummy Está Matriculado	-0.234 (-2.46)**	-0.342 (-4.98)***	-0.093 (-3.25)***	-0.096 (-1.61)	-0.089 (-3.67)***	-0.111 (-4.17)***
Dummy Jefe de Hogar	0.534 (5.35)***	0.521 (7.18)***	0.029 (0.95)	-0.016 (-0.20)	0.016 (0.81)	0.017 (0.65)
Dummy Estado Civil	0.489 (5.94)***	-0.224 (-3.40)***	0.062 (2.24)**	-0.042 (-0.98)	0.063 (3.59)***	-0.044 (-1.79)*
Ingreso No Laboral	-5.86e-05 (-4.47)***	-8.48e-05 (-6.20)***	2.41e-06 (0.45)	-3.67e-06 (-0.24)	3.06e-06 (0.81)	-7.71e-06 (-1.37)
Inversa del Ratio de Mills			0.031 (0.20)	-0.090 (-0.27)		
N Obs	3,002	2,658	rho: 0.094	rho: -0.249	2,556	1,321
Obs. Seleccionadas	2,556	1,321				
Obs. No Seleccionadas	446	1,337				
R2 Ecuación de Resultado	0.037	0.082			0.038	0.085
Test LR Ec. Selección Chi2(14 g de l)	372.70 (valor p 0.00)	378.55 (valor p 0.00)			Estadístico. F: 4.95 (20, 2535 g d l)	Estadístico. F: 6.06 (20, 1300 g d l)

Notas:

<sup>1</sup> Variable toma valor 1 si la persona está ocupada y 0 en caso contrario.

Valores t de los errores estándar entre paréntesis. (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotan que el coeficiente es estadísticamente significativo a nivel de 10%, 5%, y 1%, respectivamente.

## Anexo 9

### Resultados Estimación Incidencia Educación Cónyuge en Ingreso Laboral de la Persona.

**RESULTADOS REGRESION EFECTO NIVEL EDUCATIVO DEL CONYUGE SOBRE INGRESO PERSONAS CASADAS/UNIDAS**  
Población Entre 21 y 45 Años Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo Octubre 2016

Variable	Ecuación de Selección (Var Dep: Dummy Ocupado <sup>1</sup> )		Ecuación de Resultado (Var. Dep: Log Ingreso Mensual)		Ecuación de Regresión Lineal (Var. Dep: Log Ingreso Mensual)	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer Casada/ Unida
	Casado/Unido	Casada/Unida	Casado/Unido	Casada/Unida	Casado/Unido	Unida
Edad	0.444 (3.82)***	0.132 (2.03)**	-0.050 (-0.93)	-0.131 (-0.74)	-0.009 (-0.22)	-0.088 (-0.79)
Edad <sup>2</sup>	-0.007 (-3.83)***	-0.002 (-1.82)*	9.60e-04 (1.23)	0.002 (0.89)	3.67e-04 (0.62)	0.002 (0.98)
Dummy Educ. Básica	0.056 (0.18)	0.169 (0.74)	0.179 (1.72)*	1.027 (1.75)*	0.188 (1.87)*	1.075 (1.90)*
Dummy Educ. Secundaria	-0.031 (-0.10)	0.468 (2.02)**	0.145 (1.36)	1.127 (1.49)	0.146 (1.41)	1.274 (2.24)**
Dummy Educ. Universitaria	0.135 (0.36)	1.182 (1.90)***	0.635 (5.34)***	1.838 (1.40)	0.648 (5.67)***	2.176 (3.78)***
Dummy Zona de Residencia	0.010 (0.07)	-0.040 (-0.52)	-0.127 (-2.79)***	0.015 (0.10)	-0.124 (-2.82)***	0.005 (0.03)
No. Miembros Mayores	0.279 (2.46)**	0.046 (0.68)			-0.004 (-0.13)	0.029 (0.27)
No. Hijos < 5 Años	0.034 (0.18)	-0.057 (-0.76)	0.096 (1.66)*	0.166 (1.12)	0.099 (1.77)*	0.149 (1.09)
Dummy Está Matriculado	0.422 (1.19)	-0.366 (-3.37)***	-0.271 (-2.83)***	-0.573 (-1.44)	-0.237 (-2.68)***	-0.672 (-3.69)***
Dummy Jefe de Hogar	0.563 (3.06)***	0.526 (4.07)***	0.051 (0.58)	0.138 (0.26)	0.109 (1.52)	0.271 (1.46)
Dummy Educ. Básica Cónyuge	-0.128 (-0.32)	0.100 (0.54)	0.281 (2.06)**	0.223 (0.57)	0.284 (2.13)**	0.252 (0.67)
Dummy Educ. Secundaria Cónyuge	-0.128 (-0.36)	0.227 (1.21)	0.466 (3.37)***	0.306 (0.67)	0.469 (3.48)***	0.373 (0.99)
Dummy Educ. Universitaria Cónyuge	-0.201 (-0.48)	0.106 (0.51)	0.528 (3.69)***	0.602 (1.42)	0.528 (3.79)***	0.641 (1.59)
Ingreso No Laboral	-3.76e-05 (-2.22)**	-7.02e-05 (-1.78)*	2.15e-05 (2.04)**	1.29e-04 (1.05)	1.46e-05 (1.68)*	1.04e-04 (1.19)
Dummy Homogamia	0.012 (0.08)	0.224 (2.54)**	0.062 (1.31)	-0.107 (-0.40)	0.066 (1.42)	-0.042 (-0.27)
Inversa del Ratio de Mills			-0.562 (-1.21)	-0.468 (-0.29)		
N Obs	1,249	1,323	rho: -0.770	rho: -0.311	1,193	599
Obs. Seleccionadas	1,193	599				
Obs. No Seleccionadas	56	724				
R2 Ecuación de Resultado	0.159	0.162			0.158	0.163
Test LR Ec. Selección Chi2	46.97 (valor p 0.0001) (17 g de l)	181.92 (valor p 0.0000) (17 g de l)			Estadístico. F: 12.2 (18, 1174 g d l)	Estadístico. F: 6.28 (17, 581 g d l)

Notas:

<sup>1</sup> Variable toma valor 1 si la persona si la persona está ocupada y 0 en caso contrario.

Valores t de los errores estándar entre paréntesis. (\*), (\*\*), (\*\*\*) denotan coeficiente es estadísticamente significativo a nivel de 10%, 5%, y 1%, respectivamente.